



W
28
(8608)

Documento de Trabajo

8 6 0 8

ALGUNOS RESULTADOS EMPIRICOS DE
LA INFLUENCIA DE LA ECONOMIA
DE ESTADOS UNIDOS EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Rafael Flores de Frutos

ALGUNOS RESULTADOS EMPIRICOS DE LA INFLUENCIA DE
LA ECONOMIA DE ESTADOS UNIDOS EN LA
ECONOMIA ESPAÑOLA

Rafael Flores de Frutos

Dto. Econometria
Universidad Complutense
Madrid

NOTA :

Los resultados que se presentan a continuación son en su mayor parte provisionales, y forman parte del proyecto de Tesis Doctoral en que estoy trabajando bajo la dirección del profesor A.B.Treadway.

1. INTRODUCCION

El objetivo del proyecto de investigación que ha servido de base para la obtención de los resultados que se presentan aquí, es el de evaluar y prever los efectos de la economía de EE.UU. y de la economía mundial sobre la macroeconomía española.

Un análisis estocástico multivariante del vector formado por el Producto Interior Bruto español (PIBE), el Producto Nacional Bruto de Estados Unidos (PNBU) y el Producto Nacional Bruto de un conjunto de países industriales (PNBI), realizado con anterioridad a este trabajo, reveló la existencia de efectos expansivos del PNBU sobre el PIBE. Este hecho motivó la elaboración de un modelo econométrico sencillo para la economía de Estados Unidos cuyo fin sería mejorar las previsiones del PNBU, input fundamental (dentro de nuestra investigación) para la previsión del PIBE.

En la creación de este modelo empírico, estamos utilizando de modo combinado dos de las distintas metodologías disponibles para el tratamiento de series temporales múltiples: Alavi y Jenkins (1981), Tiao y Box (1981).

Por otra parte la necesidad de un modelo conceptual general adecuado, tanto para la creación como para la interpretación del modelo empírico, la hemos cubierto con el marco conceptual para el tratamiento de fenómenos monetarios desarrollado en Treadway et al. (1986).

Este papel tiene como objeto la presentación de algunos de los resultados obtenidos en el proceso de creación de dicho modelo empírico, concretamente en la elaboración de un modelo estocástico cuatrivariante para las variables de la economía estadounidense :

- . Saldos Reales Monetarios
- . Producto Nacional Bruto
- . Tipo de interés
- . Expansión Monetaria

Y su organización queda de la siguiente manera:

En primer lugar, hacemos referencia a las series de datos utilizadas para representar las variables anteriores así como a sus modelos univariantes y de intervención, útiles en la detección de posibles anomalías y como primera representación estocástica de las series investigadas (Sección 2). En segundo lugar, y partiendo del modelo estocástico multivariante diagonal, procedemos a la elaboración de un modelo estocástico multivariante que represente adecuadamente la estructura generadora de las observaciones (Sección 3). Por último

presentamos la estimación, a partir del modelo empírico, de los modelos de transferencia que determinan el comportamiento de los sectores "Tenedor de Dinero" (T) y "Creador de Dinero" (C) a que se hace referencia en Treadway et al. (1986); así como una breve discusión de las respuestas monetarias de las variables reales consideradas (Sección 4).

Al final de la Sección 3 se presenta una serie de hojas de resumen correspondientes a los sucesivos modelos estimados, y junto con ellas, un conjunto de gráficos relevantes de las distintas etapas de diagnóstico.

2. DATOS, ANALISIS UNIVARIANTES Y ANALISIS DE INTERVENCION

Los datos utilizados para este análisis pertenecen a la economía de Estados Unidos y han sido obtenidos en su totalidad, a partir de la publicación del Fondo Monetario Internacional "Estadísticas Financieras Internacionales". Anuarios 1.981 y 1984. Las series temporales analizadas son las siguientes:

- Producto Nacional Bruto. Precios constantes 1.980 (m.m. \$USA).
- Deflactor implícito del PNB. Año base 1.980
- Dinero (m.m. \$USA : Fin periodo)
- Tipo de interés Letras del Tesoro

Todas constan de 31 observaciones anuales, comenzando en el año 1.953 y finalizando en el año 1983.

El vector $(Z', X)'$ referenciado en Treadway (1986), queda formado por el logaritmo neperiano de las siguientes variables:

- . Dinero/Deflactor del PNB (M1/P)
- . PNB
- . Tipo letras del Tesoro (1+RC)
- . Dinero (M1)

Los modelos univariantes de las series M1, P, M1/P, RC y PNB se presentan en las hojas de resumen 2.1 a 2.8, acompañadas de los gráficos de residuos respectivos así como de las funciones de autocorrelación simple y parcial para estos últimos. Para las series M1/P y RC se presentan dos modelos univariantes alternativos y para RC se presenta también su modelo de intervención.

HOJA RESUMEN 2.1

EST. US: M11

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$(1 + .03B + .41B^2) \nabla \ln M1_t = (1 - .52B) a_t$$

(.25) (.20) (.26)

Factor de amortiguamiento = .54
 Período = 4.0 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\hat{\sigma}_a^2 = .322 \times 10^{-3}$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.8$$

$$Q(5) = 3.1$$

Situación de la estimación bien definida

$$\hat{a} = .004$$

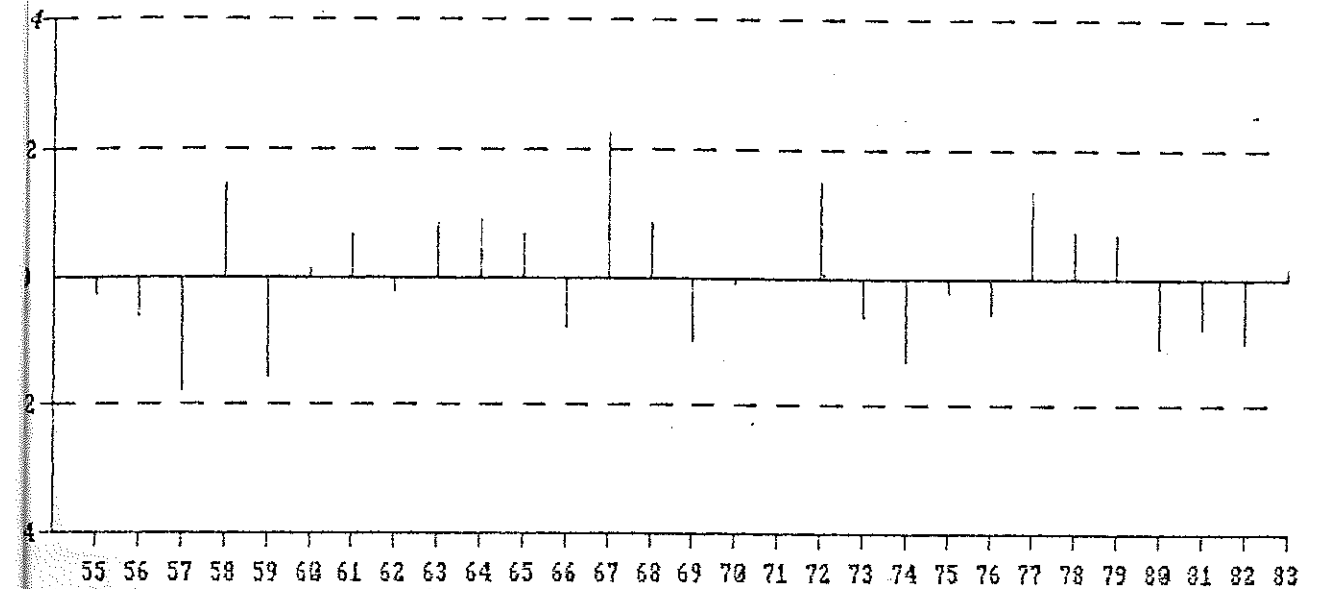
$$\hat{\sigma}_a = .003$$

acf : No se aprecian estructuraspacf : No se aprecian estructuras

$$\pm 2\sqrt{29} = \pm .38$$

Residuos anómalos

Num.	Fecha	Valor en	Distorsion % en
Obs.		Unid. $\hat{\sigma}_a^2$	$\hat{\sigma}_a^2$
15	1.967	2.4	20



RESIDUOS MODELO HS: M11 - GRAFICO 2.1

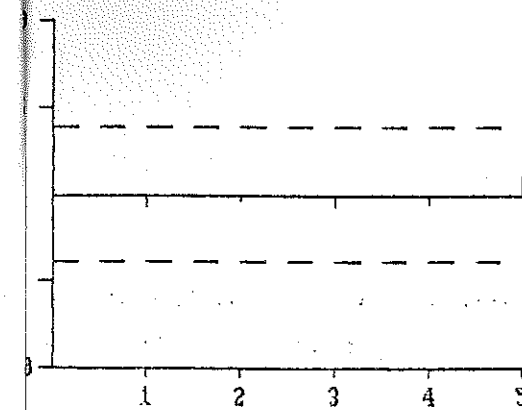


GRAFICO 2.2 - acf Residuos M11

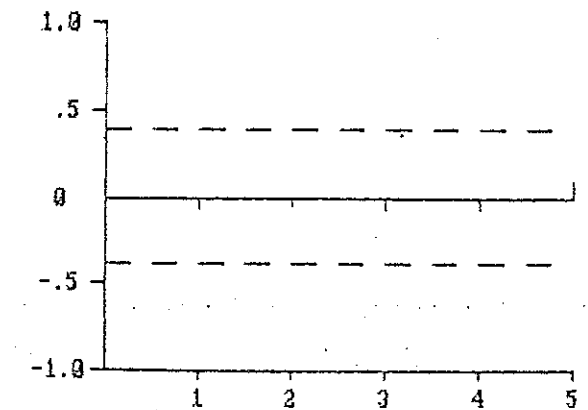


GRAFICO 2.3 - pacf Residuos M11

HOJA RESUMEN 2.2

EST. US: P1

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$(1 - .21B + .47B^2) \nabla^2 \ln P_t = a_t$$

$$(.17) \quad (.19)$$

Factor de amortiguamiento = .68
 Periodo = 4.4 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión⁻³

$$\hat{\sigma}_a^2 = .158 \times 10$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.3$$

$$Q(5) = 3.2$$

Situación de la estimación bien definida

$$\bar{a} = .002$$

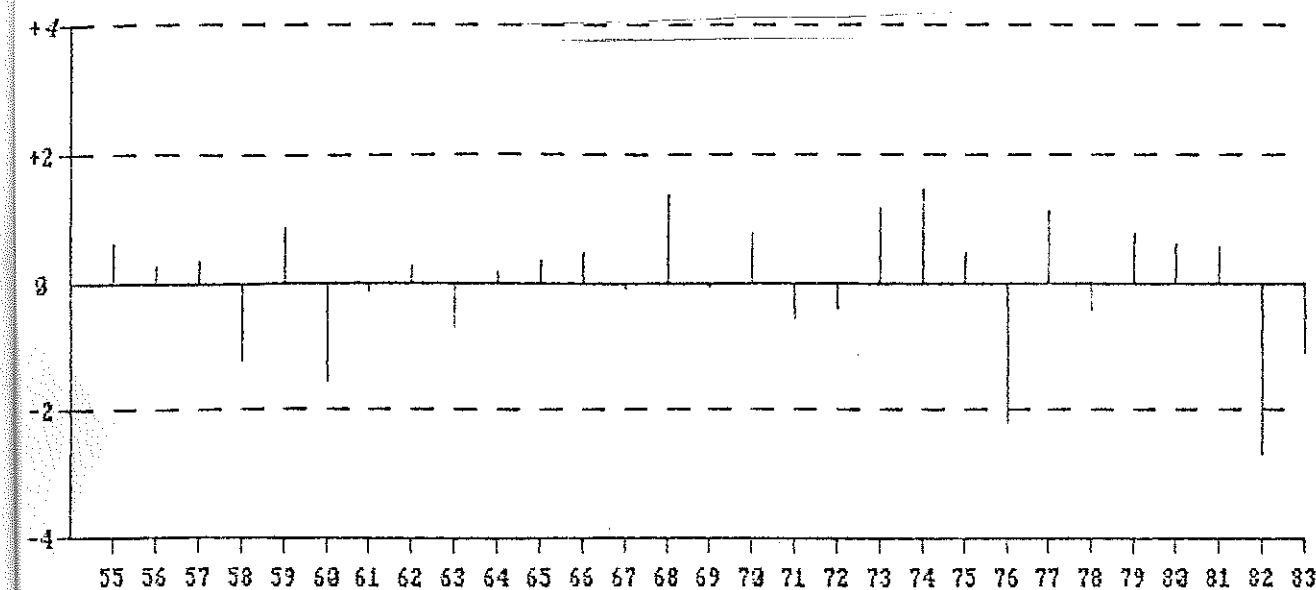
$$\hat{\sigma}_a = .002$$

acf : No se aprecian estructuras

pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a$'s	Distorsión % en $\hat{\sigma}_a^2$
24	1.976	- 2.1	15
30	1.982	- 2.5	22



RESIDUOS MODELO US: P1 - GRAFICO 2.4

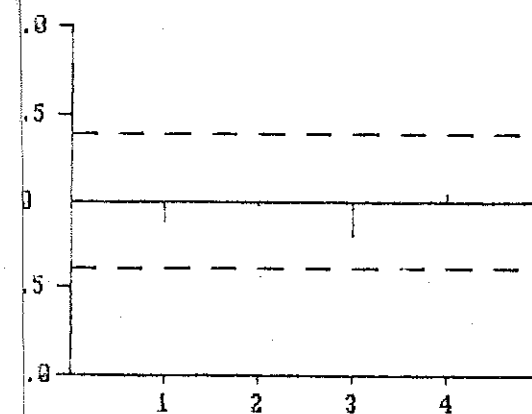


GRAFICO 2.5 - acf Residuos P1

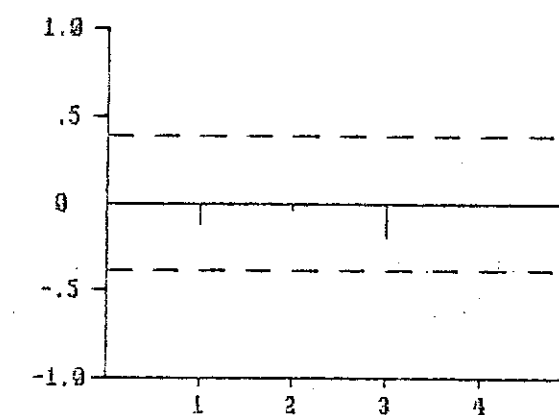


GRAFICO 2.6 - pacf Residuos P1

HOJA RESUMEN 2.3

EST. US: M1P1

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$(1 - .43B + .43B^2) \nabla \ln(M1/P)_t = a_t$$

$$(.17) \quad (.17)$$

Factor de amortiguamiento = .66
 Periodo = 5.0 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión ⁻³

$$\hat{\sigma}_a^2 = .501 \times 10$$

$$\hat{\sigma}_a^2 \times 100 = 2.2$$

$$Q(6) = 3.8$$

Situación de la estimación bien definida

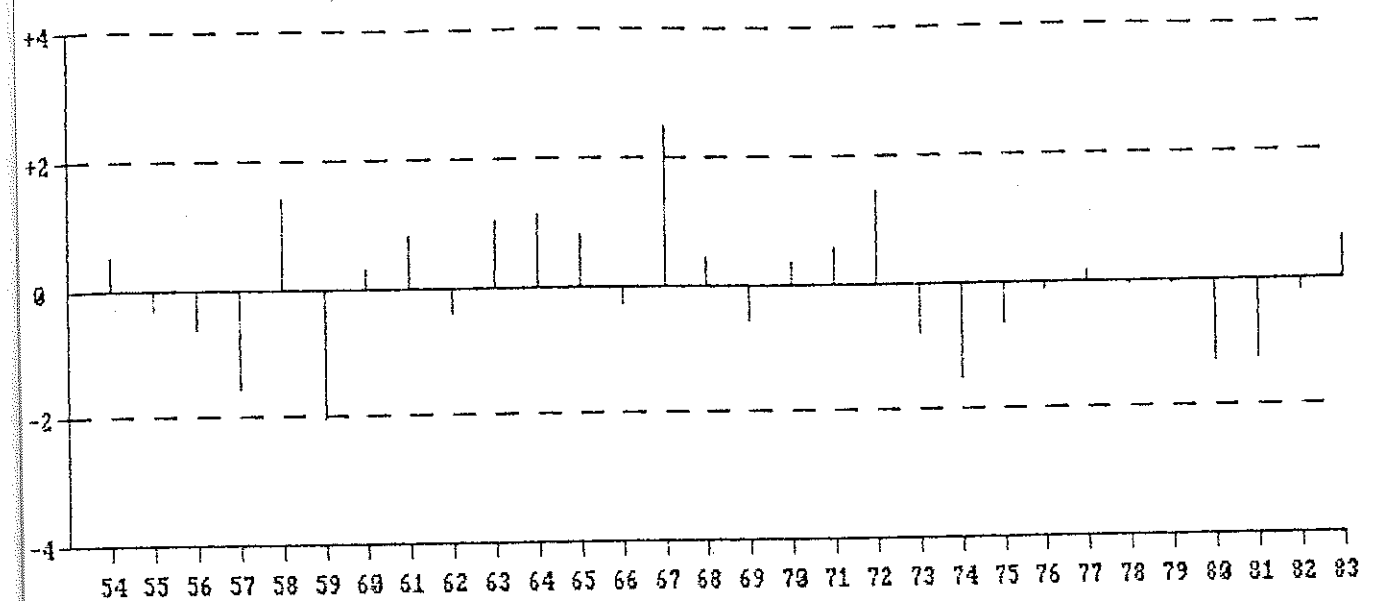
$$\bar{a} = .002$$

$$\hat{\sigma}_a = .004$$

acf : No se aprecian estructuras
pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a^2$'s	Distorsion % en $\hat{\sigma}_a^2$
15	1.967	2.5	22



RESIDUOS MODELO US: M1P1 - GRAFICO 2.7

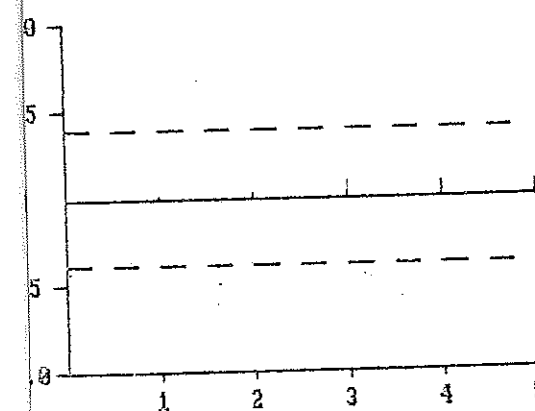


GRAFICO 2.8 - acf Residuos M1P1

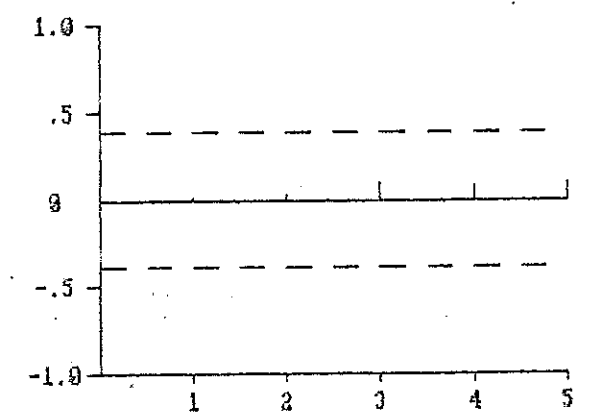


GRAFICO 2.9 - pacf Residuos M1P1

HOJA RESUMEN 2.4

EST. US: M1P2

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{matrix} (1 - .42B + .46B^2) \nabla \ln(M1/P)_t & = & (1 - .93B) a_t \\ (.17) & (.17) & (.05) \end{matrix}$$

Factor de amortiguamiento = .68
 Periodo = 5.0 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión -3

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .501 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a^2 \times 100 &= 2.2 \\ Q(5) &= 4.0 \end{aligned}$$

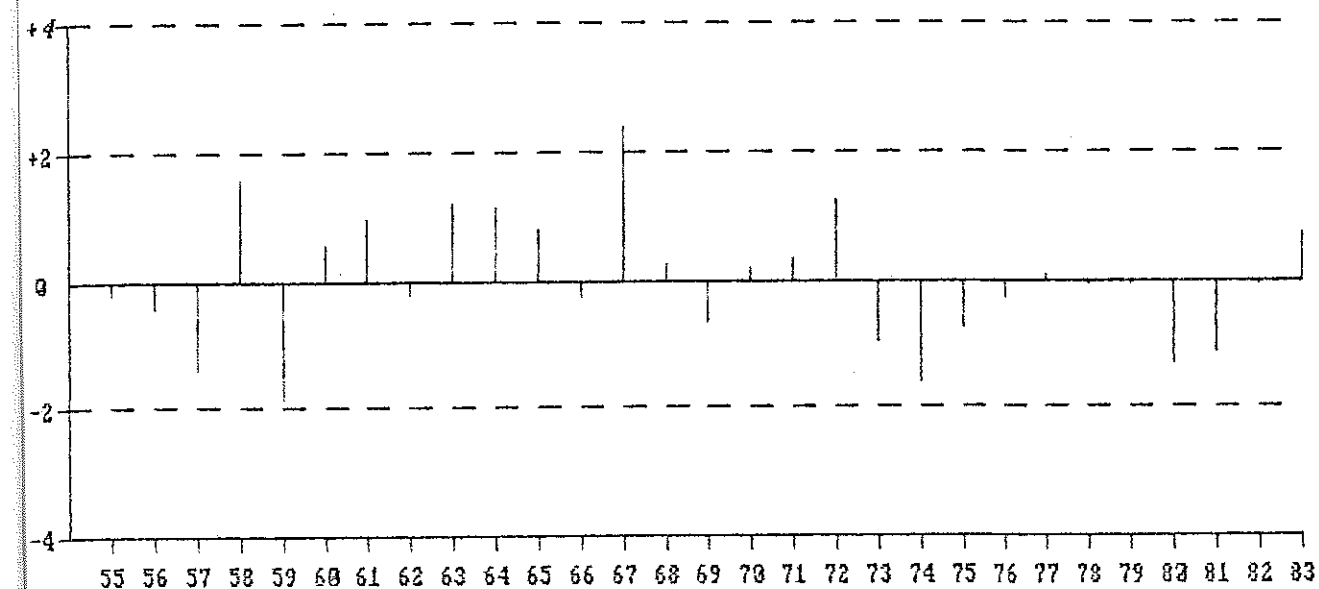
Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= .002 \\ \hat{\sigma}_a^2 &= .004 \end{aligned}$$

acf : No se aprecian estructuras
pacf : No se aprecian estructuras

Residuos andómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a^2$'s	Distorsion % en $\hat{\sigma}_a^2$
15	1.967	2.4	20



RESIDUOS MODELO US: M1P2 - GRAFICO 2.10

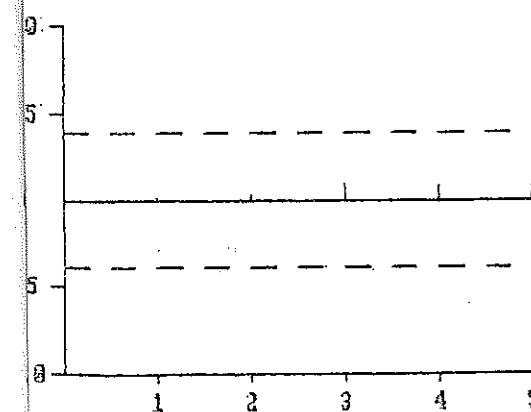


GRAFICO 2.11 - acf Residuos M1P2

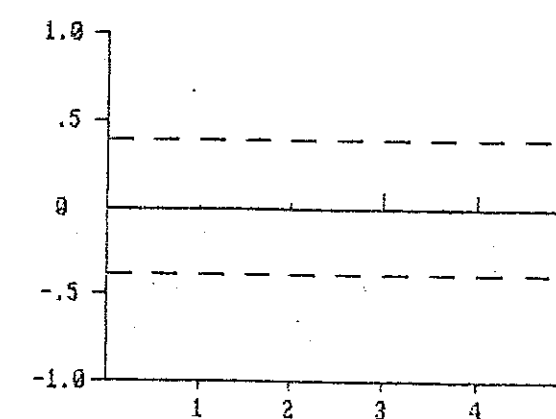


GRAFICO 2.12 - pacf Residuos M1P2

HOJA RESUMEN 2.5

EST. US: RC1

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$(1 - .25B + .41B^2) \nabla \ln(1 + RC)_t = a_t$$

(.17) (.17)

Factor de amortiguamiento = .64
 Periodo = 4.6 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .161 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 1.3 \\ Q(6) &= 2.9 \end{aligned}$$

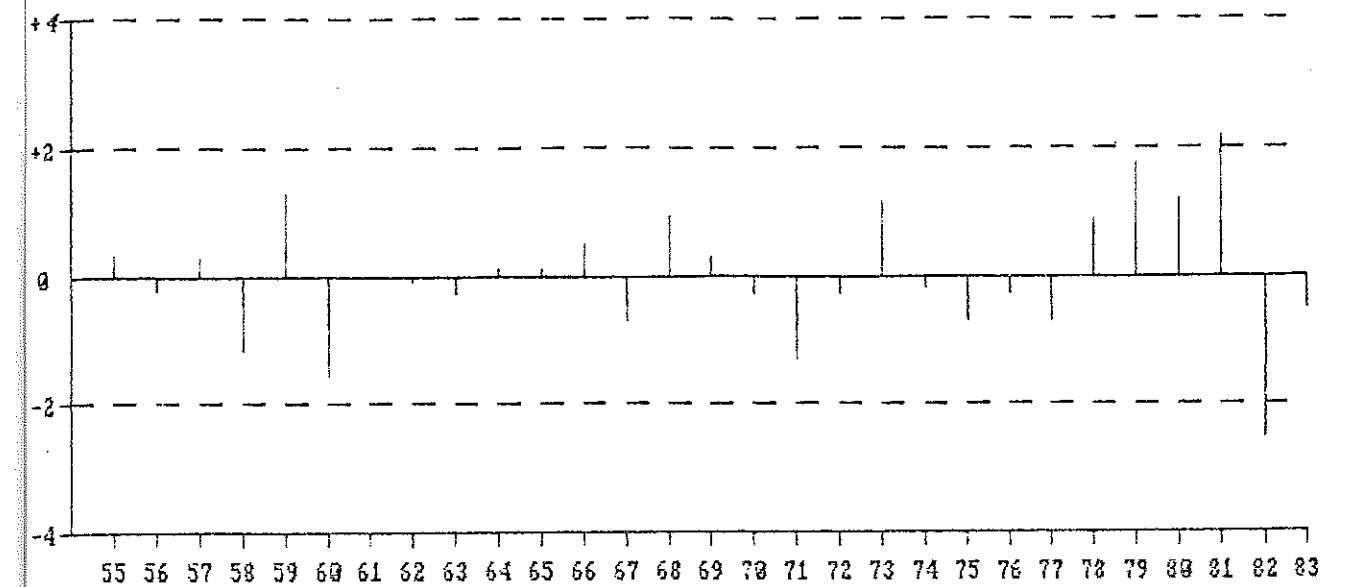
Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \bar{a} &= .003 \\ \hat{\sigma}_a &= .002 \end{aligned}$$

acf : No se aprecian estructuras
 pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a^2$'s	Distorsion % en $\hat{\sigma}_a^2$
29	1.981	2.3	18
30	1.982	- 2.3	18



RESIDUOS MODELO US: RC1 - GRAFICO 2.13

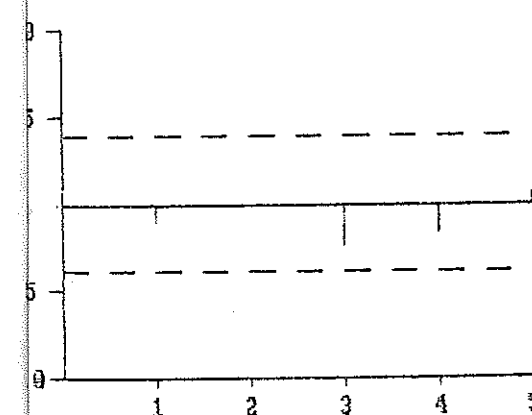


GRAFICO 2.14 - acf Residuos RC1

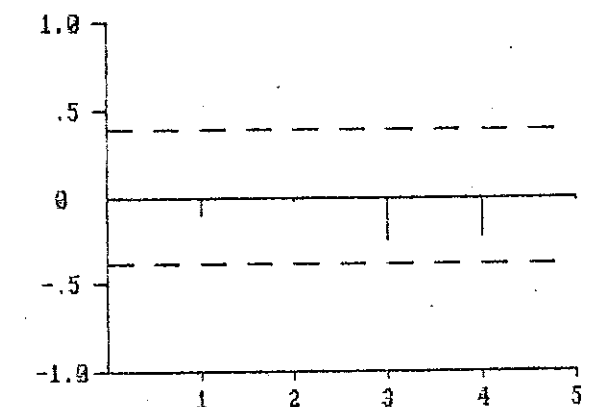


GRAFICO 2.15 - pacf Residuos RC1

HOJA RESUMEN 2.6

EST. US: RC2

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{matrix} (1 - .18B + .53B^2) \nabla \ln(1 + RC)_t & = & (1 - .94B)a_t \\ (.17) & (.17) & (.04) \end{matrix}$$

Factor de amortiguamiento = .73
 Periodo = 4.3 años

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión ⁻³

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_a^2 &= .167 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a^2 \times 100 &= 1.3 \\ Q(5) &= 3.2 \end{aligned}$$

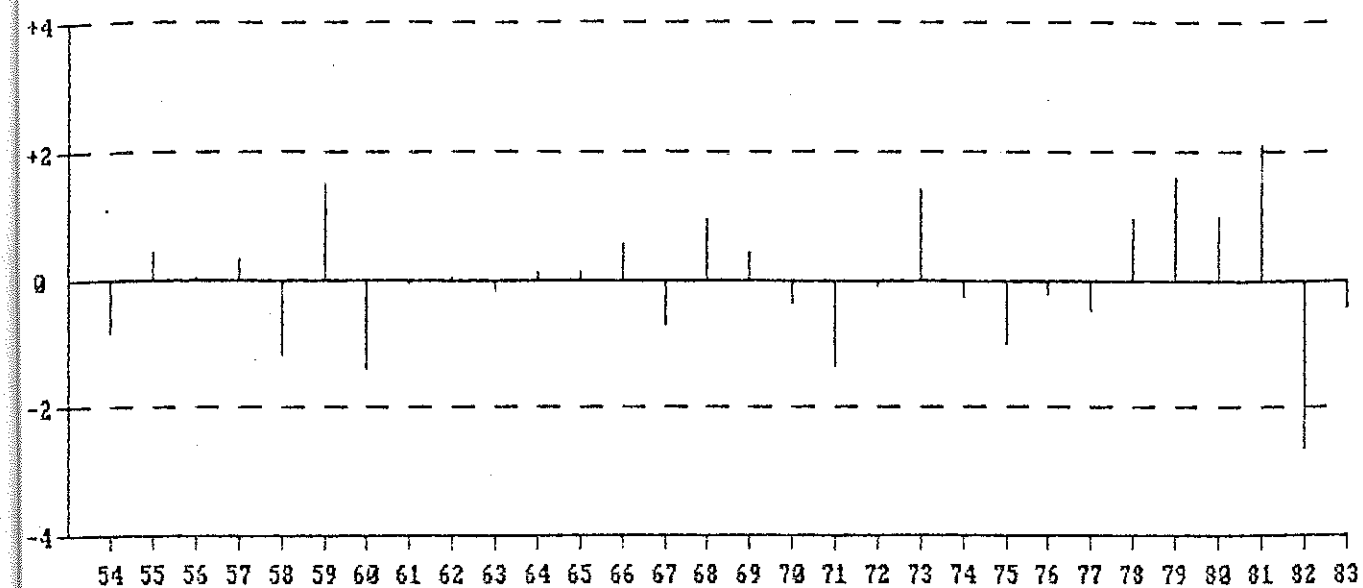
Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned} \frac{\hat{a}}{\hat{\sigma}_a} &= .002 \\ \frac{\hat{\sigma}_a}{\hat{\sigma}_a} &= .002 \end{aligned}$$

acf : No se aprecian estructuras
 pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a$'s	Distorsión % en $\hat{\sigma}_a^2$
29	1.981	2.1	15
30	1.982	- 2.6	23



RESIDUOS MODELO US: RC2 - GRAFICO 2.16

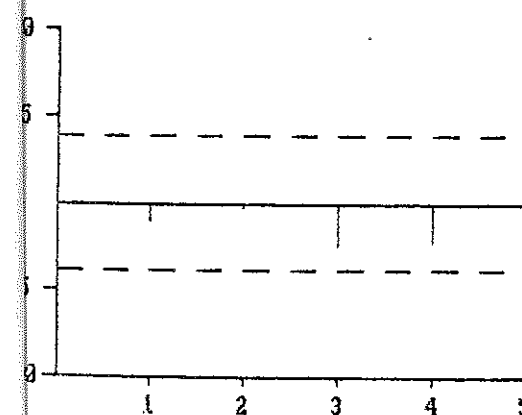


GRAFICO 2.17 - acf Residuos RC2

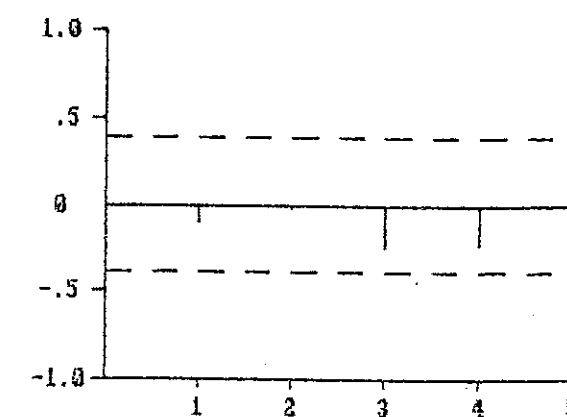


GRAFICO 2.18 - pacf Residuos RC2

HOJA RESUMEN 2.7

EST. UTI: RC3

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\ln(1 + RC)_t = \frac{.020}{(.005)} \sum_t^{1.81} + N_t$$

$$(1 - .37B + .48B^2) \nabla^2 N_t = a_t$$

(.16) (.16)

Factor de amortiguamiento = .69
 Periodo = 4.8 años

- Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión
- $$\hat{\sigma}_a^2 = .114 \times 10^{-3}$$
- $$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.1$$
- $$Q(6) = 3.6$$

Situación de la estimación bien definida

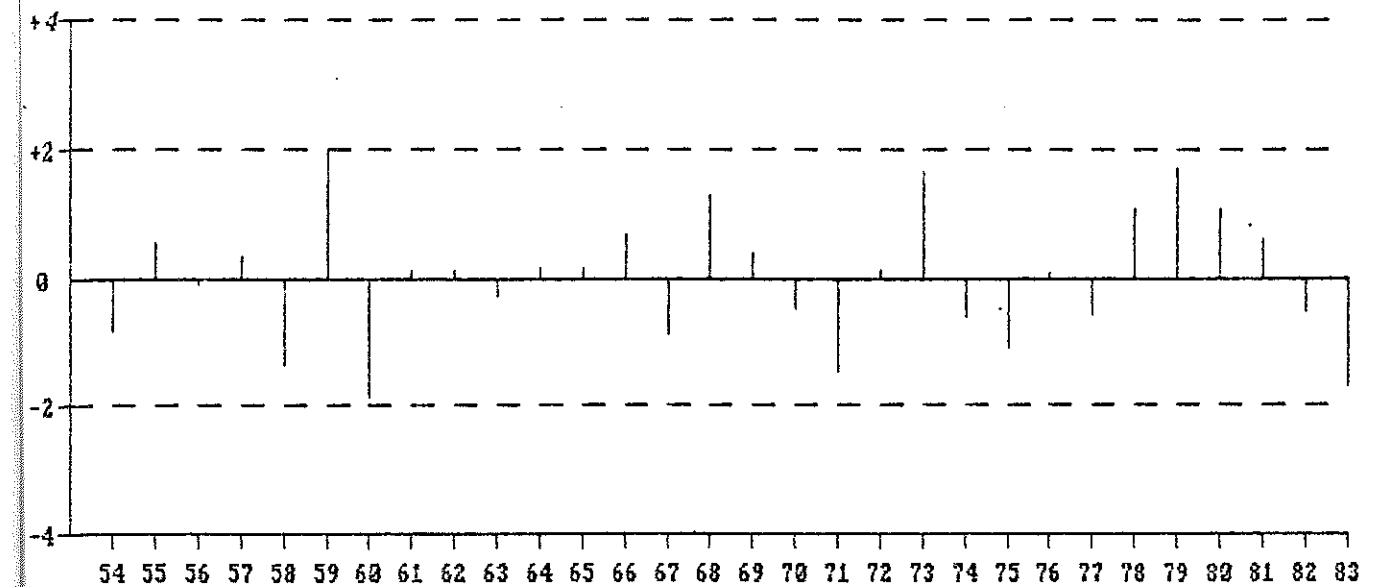
$$\bar{a} = .003$$

$$\hat{\sigma}_a = .003$$

acf : No se aprecian estructuras
 pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a$'s	Distorsión % en $\hat{\sigma}_a^2$
7	1.959	2.1	15



RESIDUOS MODELO UT: RC3 - GRAFICO 2.19

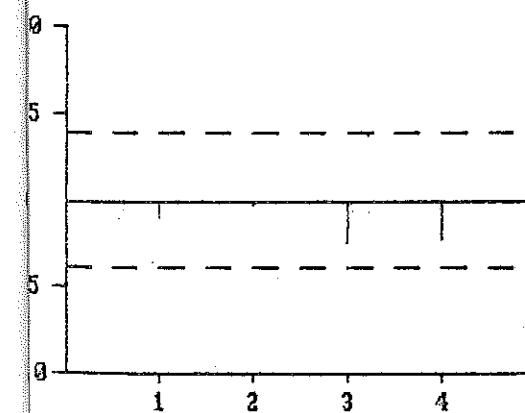


GRAFICO 2.20 - acf Residuos RC3

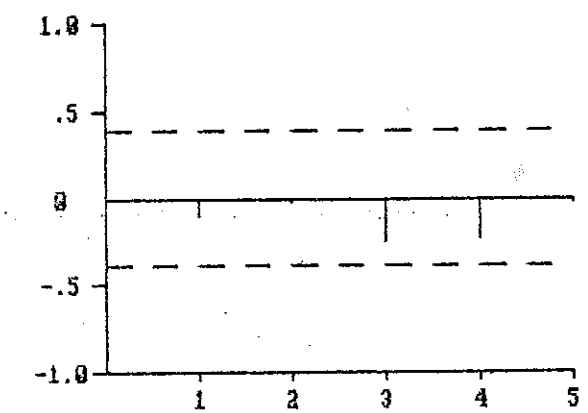


GRAFICO 2.21 - pacf Residuos RC3

HOJA RESUMEN 2.8

EST. US: PNBUI

N = 30 (1.953 - 1.983)

$$\nabla \ln \text{PNBU}_t = .030 + a_t$$

(.005)

Con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_a^2 &= .634 \times 10^{-3} \\ \hat{\sigma}_a \times 100 &= 2.5 \\ Q(7) &= 2.1\end{aligned}$$

Situación de la estimación bien definida

$$\begin{aligned}\bar{a} &= .000 \\ \hat{\sigma}_a &= .005\end{aligned}$$

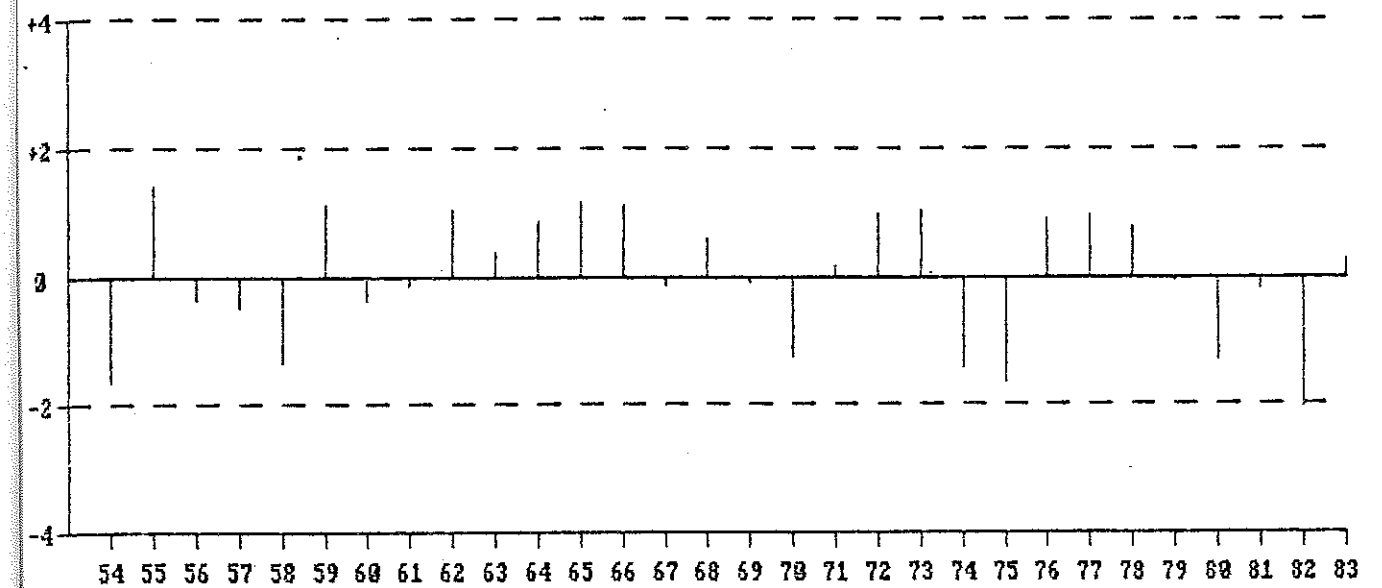
acf : No se aprecian estructuras

$$2/\sqrt{29} = .38$$

pacf : No se aprecian estructuras

Residuos anómalos

Num. Obs.	Fecha	Valor en Unid. $\hat{\sigma}_a^2$'s	Distorsion % en $\hat{\sigma}_a^2$
30	1.982	- 2.1	15



RESIDUOS MODELO US: PNBUI - GRAFICO 2.22

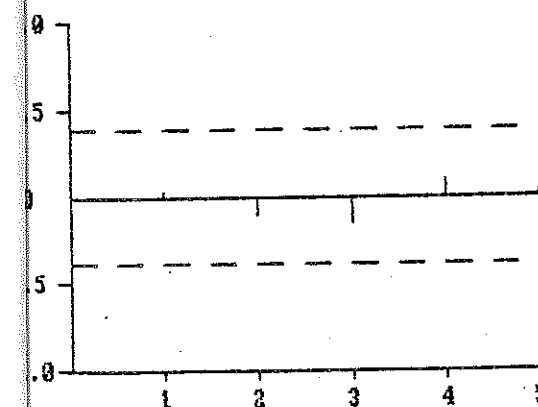


GRAFICO 2.23 - acf Residuos PNBUI

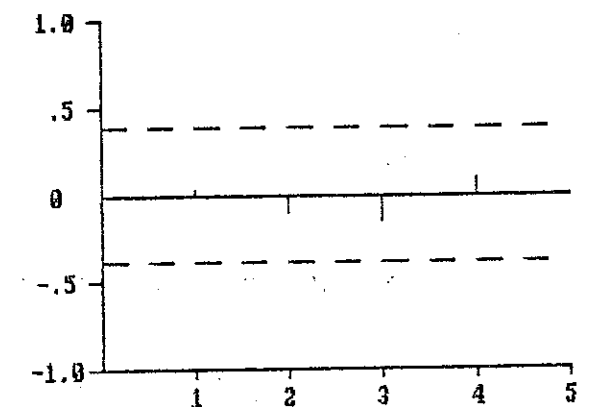


GRAFICO 2.24 - pacf Residuos PNBUI

3. ANALISIS CUATRIVARIANTE

Una vez realizados los análisis estocásticos univariantes y de intervención estamos en condiciones de emprender el estudio del proceso estocástico cuatrivariante ARIMA generador del vector $(Z', X)'_t$.

La modelización de un proceso cuatrivariante estocástico, estricta y rigurosamente llevado a cabo, podría implicar la realización de cuatro análisis univariantes, seis análisis bivariantes, cuatro análisis trivariantes y uno cuatrivariante; dado el carácter anual de nuestras observaciones y los resultados obtenidos en la etapa inicial de identificación del modelo cuatrivariante, decidimos acometer el problema directamente; esto tiene el inconveniente de no poder disponer de los modelos bivariantes y trivariantes, importantes no solo para la identificación de modelos de dimensión superior sino como puntos de referencia en la etapa de diagnosis del modelo final. No obstante si la identificación y parametrización del modelo cuatrivariante pareciera clara y escueta, su modelización directa puede ser mas eficiente en términos de tiempo y coste.

La metodología utilizada para este análisis múltiple del vector $(Z', X)'_t$ ha sido una versión de la propuesta por Alavi y Jenkins (1.981) con algunas extensiones. Estos autores contemplan la posibilidad de identificar un modelo estocástico multivariante "sin" o "con" el uso del

"preblanqueo". En el primer caso los instrumentos básicos a utilizar son: la función de matrices de correlación, la función de matrices de correlación parcial y la función de matrices de correlación parcial q-condicionada. En el segundo caso el instrumento básico es la función de matrices de correlación obtenida a partir de las series preblanqueadas con sus respectivos modelos univariantes.

Estos autores concluyen en que el uso del preblanqueo tiene ciertas ventajas sobre su contrario en la identificación de modelos puramente media móvil, dado que las correlaciones cruzadas de las series preblanqueadas no estarán distorsionadas por sus funciones de autocorrelación y podrán compararse con el error estándar de $1/\sqrt{n}$. Por otra parte, este método puede llevar a errores de especificación y sobreparametrización en el caso de existir estructura autorregresiva en el proceso generador del vector de observaciones. Consiguientemente Jenkins y Alavi recomiendan el uso de ambos procedimientos conjuntamente, de tal forma que si ambos llevaran a la identificación de estructuras autorregresivas diferentes, la elección entre ellas dependería, primero, de hasta que punto una ayuda a comprender mejor el sistema en estudio que la otra, y segundo, de la parsimonia lograda en la parametrización.

En el caso de procesos mixtos, generadores de las observaciones, Alavi y Jenkins prefieren las ventajas del método sin preblanqueo donde las funciones de correlación parcial q -condicionadas juegan un papel importante; sin embargo, en el caso de procesos puramente autorregresivos, donde este método parece tener ciertas ventajas sobre el método de preblanqueo, este último puede resultar adecuado si el investigador tiene en cuenta la cancelación de factores que necesariamente tendría que haber, entre el determinante de la matriz de medias móviles y los operadores de la matriz producto de la adjunta de la matriz MA por la matriz AR diagonal; de esta forma se evitaría el problema de sobreparametrización y se podrían también evitar las distorsiones debidas a la autocorrelación en la identificación de procesos autorregresivos puros.

Nosotros hemos decidido emplear ambos métodos de forma combinada: en primer lugar empleamos el método sin preblanqueo; a cada serie del vector $(Z', X)'_t$ se le aplica el orden de diferenciación sugerido por su correspondiente modelo univariante, calculandose a continuación la función de matrices de correlaciones cruzadas y la función de matrices de correlaciones parciales. Este método, para el vector de variables consideradas, sugiere como proceso estocástico generador, un proceso MA (la primera de las funciones consideradas se hace cero a partir del 10 ó 20 retardo y la segunda da la impresión de converger lentamente); por consiguiente y dadas las ventajas que el método de preblanqueo

aporta en estos casos procedemos a utilizarlo y completar el conjunto de estadísticos que facilitan los programas estandar, con el cálculo de las raíces características tanto del determinante de la matriz MA como de los operadores de la matriz producto antes mencionada. En este caso no hemos utilizado los modelos univariantes para preblanquear, sino que se estiman estos de forma conjunta en un modelo diagonal, para después proceder a la diagnosis de los residuos resultantes. Esta forma de proceder tiene algunas ventajas sobre el método de preblanqueo clásico, como es la de tomar en cuenta a la hora de preblanquear las series, la matriz de varianzas covarianzas contemporánea particularmente relevante en datos macroeconómicos de carácter anual; la mayor eficiencia de la estimación conjunta respecto de la individual de los modelos univariantes, es de esperar que se materialice en una mayor calidad en las estimaciones de las funciones de correlación cruzada y por consiguiente en una mas adecuada parametrización.

Comencemos pues resumiendo el proceso seguido en la modelización del vector $(Z', X)'_t$, formado como dijimos anteriormente por las siguientes variables:

- . El ln del ratio "Dinero/Deflactor PNB".
($\ln(M1/P)$)
- . El ln del "PNB a precios constantes de 1.980".
($\ln PNB$)

- . El ln del "Tipo de Interés de las letras del Tesoro". ($\ln(1+RC)$)
- . El ln del "Dinero". ($\ln M1$)

Conscientes de la complejidad de este tipo de análisis, así como de la facilidad de incurrir en errores de sobreparametrización, la pauta general que seguiremos en las reformulaciones sucesivas hasta conseguir un modelo aparentemente adecuado, será la de incorporar en cada iteración, únicamente los hechos que consideramos más destacados, persiguiendo así la robustez y la parsimonia como características básicas del modelo final. De esta forma pretendemos captar las características más sobresalientes de los datos.

Comenzamos con la estimación conjunta (modelo MSD) de los modelos univariantes de las series integradas en un sistema cuatrivariante diagonal (los modelos univariantes que se emplean en esta etapa son: $M1P2$ para Saldo Reales, $PNBU1$ para el $PNBU$, $RC2$ para el Tipo de Interés de las Letras del Tesoro y $M11$ para la Cantidad de Dinero). Este paso da como resultado importante la necesidad de "cancelar" una diferencia con los términos correspondientes de medias móviles en las series de Saldo Reales y Tipo de Interés, que se presentan claramente no invertibles (ver Hoja Resumen 3.1); de esta forma, la única serie que queda en el vector $(Z', X)'_t$ con dos diferencias regulares (una más que las otras) es precisamente $\ln M1$ (de esta forma, la hipótesis de neutralidad monetaria se introduce en este punto del

análisis como un requisito de invertibilidad para nuestro modelo, no siendo necesario imponerla de forma apriorística con objeto de facilitar el proceso de parametrización como se sugiere en Treadway et al., 1986). De este modo se procede a la estimación del modelo diagonal $MS1$ reproducida junto con algunos estadísticos relevantes de la etapa de diagnóstico en la Hoja Resumen 3.2; en él la variable $\ln M1$ aparece ya en el vector $(Z', X)'_t$ doblemente diferenciada, siendo ahora la relación entre la expansión monetaria y el resto de las variables reales consideradas un punto clave de nuestro análisis.

La inspección de las funciones de correlación cruzada entre las series de residuos pone de manifiesto como hecho destacado, la ausencia de efectos de las variables $\ln(M1/P)$, $\ln PNBU$ y $\ln(1+RC)$ sobre $\nabla \ln M1$ (Gráficos 3.1a, 3.2a y 3.3a), esto es no se aprecia realimentación de las variables de la economía real hacia la expansión monetaria. En cambio se aprecian efectos claros, retardados un periodo, de esta última sobre el $\ln PNBU$ (Gráfico 3.2b) y sobre el $\ln(1+RC)$ (Gráfico 3.3b). La consideración de la ausencia de efectos de realimentación entre las variables anteriormente mencionadas, es importante pues elimina posibles relaciones espúreas entre pares de variables del vector Z_t debidas exclusivamente a los efectos que sobre ambas pudiera tener la tasa de crecimiento de $M1$.

La incorporación de estos efectos da como resultado el modelo estimado MS2 recogido en la Hoja Resumen 3.3; ambos efectos vemos que resultan significativamente distintos de cero, resaltando en el proceso de diagnosis un fuerte efecto retardado un periodo del Tipo de Interés sobre el $\ln \text{PNBU}$ y otro no tan fuerte del primero sobre el $\ln(M1/P)$ (Gráficos 3.11a y 3.12a). El modelo MS3 en la Hoja Resumen 3.4 recoge estos dos últimos efectos, ambos claramente significativos. A la vista de su diagnosis (Hoja Resumen 3.4 y Gráficos 3.21 - 3.30) el modelo parece adecuado, aunque la inspección de las funciones de correlacion cruzada entre residuos revelan algunas de estas que superan los límites formales de significación (fijados en $\pm 2\sqrt{n} = \pm .37$) y otras que están proximas a ellos (Tabla 3.1) (el parámetro $\text{PHI}(3,3,2)$ fué eliminado al resultar no significativo).

Llegado a este punto cabe plantearse tres acciones alternativas:

a) Introducir mas parámetros en el modelo MS3.

b) Corregir RC de la anomalía del año 1.981, detectada ya en los análisis univariantes, presente en los residuos de todos los modelos estimados hasta ahora y causa en gran parte del excesivo tamaño de las correlaciones cruzadas antes mencionadas (en la Tabla 3.1 se recoge junto con el valor de la correlación cruzada, el posible origen de esta en términos de anomalías sincronizadas).

c) Ampliar el vector de variables con el fin de dar explicación a dicho valor atípico.

Distintos ejercicios de sobreparametrización de MS3 no dieron lugar a nuevas estructuras significativas y por consiguiente se procede a corregir la serie Tipo de Interés de la anomalía registrada en 1.981, en la forma que sugiere su análisis de intervención.

TABLA 3.1

Valores superiores a $\pm 2\sigma$'s

$r_{sr}(2) = .46$	M1/P (1.980) y RC (1.982)
$r_{mr}(2) = .51$	RC (1.982) y $\nabla \ln M1$ (1.980)

Otros valores destacados

$r_{ym}(1) = .35$	$\nabla \ln M1$ (1.980)
$r_{ys}(1) = .32$	M1/P (1.980)
$r_{yr}(2) = .32$	RC (1.982) y PNB (1.980)
$r_{ry}(2) = -.30$	RC (1.981) y PNB (1.983)
$r_{rm}(1) = -.30$	RC (1.981) y $\nabla \ln M1$ (1.982) RC (1.982) y $\nabla \ln M1$ (1.983)

Con la serie del Tipo de interés corregida y a través de un proceso análogo al descrito anteriormente, se llega al modelo MS4 que se presenta en la Hoja Resumen 3.5 . Comparando este modelo con el MS3, destaca la desaparición del término media móvil correspondiente a la variable $\nabla \ln M1$ al no resultar significativamente distinto de cero. Tanto los estadísticos correspondientes a la etapa de diagnóstico como las funciones de autocorrelación simple, parcial y correlación cruzada (Gráficos 3.31 - 3.40), indican que este modelo recoge de forma aparentemente adecuada los aspectos más sobresalientes de los datos; únicamente la correlación cruzada retardada dos periodos entre las series de residuos de la expansión monetaria versus tipo de interés, con un valor de .39, supera el límite de $\pm 2\sqrt{n}$ ($\pm .37$); se justifica dicho valor con la presencia de dos leves anomalías coordinadas 2 periodos entre las series de residuos de RC (1.971 y 1.979) y $\nabla \ln M1$ (1.969 y 1.977). Destaca también en este modelo, la matriz de correlaciones contemporáneas entre las series de residuos (Hoja Resumen 3.5); solo tres de ellas destacan como significativas, la correlación entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y RC ($-.50$), la correlación entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y $\nabla \ln M1$ (.92) y la existente entre los residuos de RC y de $\nabla \ln M1$ ($-.36$).

La hipótesis de ausencia de realimentación contemporánea utilizada en la elaboración del modelo conceptual resolvería, en caso de aceptarse como buena para el caso de Estados Unidos, el problema de determinar el sentido de la

relación en los dos últimos casos. Dicha hipótesis implicaría aceptar que la Reserva Federal no dispone de información acerca del valor corriente de las variables integrantes del vector Z , determinado según nuestro marco de referencia conceptual por el sector "Tenedor de Dinero", de tal forma que no puede, o no quiere en caso de disponer de ella, usar esa información para modificar sus objetivos de expansión monetaria dentro del mismo periodo en el que el vector Z_t se determina. Esta hipótesis sería consistente con una situación en la que la política monetaria se expresara en términos de un determinado ritmo de expansión de $M1$, y en la que este fuera anunciado al comienzo del periodo y pudiera formar parte del conjunto de información detentado por el sector "Tenedor de Dinero". No sería consistente, por ejemplo, con una política económica basada en el control de RC. Políticas de este estilo fueron anunciadas para Estados Unidos en épocas anteriores a 1.953; hoy día y para el periodo considerado no se tienen noticias de que la Administración estadounidense haya llevado a cabo semejantes actuaciones. Aunque el signo negativo de la correlación contemporánea entre los residuos de RC y $\nabla \ln M1$ pudiera interpretarse como un síntoma de realimentación, lo cierto es que también podría reflejar un efecto a corto plazo de esta última sobre dicho tipo de interés, para imponerse a largo plazo un efecto positivo como tendremos ocasión de ver posteriormente al analizar de forma detallada la respuesta del vector Z_t ante variaciones en $\nabla \ln M1$. Respecto a la correlación instantánea entre los residuos de $\ln(M1/P)$ y RC uno podría interpretarla como

el efecto que sobre la demanda de saldos reales tendría una variación en el tipo de interés. Por otra parte un análisis canónico de la matriz Σ_z tal y como proponen Tiao y Box (1981) no ayudó a interpretar el sentido de esta correlación, los autovectores de la matriz Σ_z tomaron la forma $p = (c, 0, 2c)'$, $p = (0, a, 0)'$, $p = (2b, 0, b)'$. Se mantiene pues la ambigüedad en este punto y dado que dicha interpretación no será un punto importante en nuestro análisis (pues únicamente se pretende mejorar la previsión del PNBU), dejaremos abierta la cuestión para una posterior investigación.

A partir del modelo MS4 se procede al contraste de la hipótesis general de neutralidad bajo la cual hemos trabajado hasta ahora; este paso resulta ser un mero trámite pues hemos visto anteriormente como la variable $\ln M1$ en este contexto multivariante necesita un factor de diferenciación mas que los restantes componentes del vector $(Z', X)'$ con el fin de conseguir la estacionariedad conjunta y preservar la invertibilidad del proceso generador. El modelo MS5 muestra el resultado de dicho proceso de contraste; el polinomio situado en la posición (4,4) de la matriz autorregresiva del modelo MS4 se multiplica por el factor $(1 - \alpha B)$, suprimiendo al mismo tiempo una diferencia de la variable $\nabla^2 \ln M1$. El contraste de neutralidad se reduce de esta forma al contraste de la hipótesis nula " $\alpha=1$ " en el polinomio antes mencionado.

Un sencillo test de Lagrange lleva a la aceptación de la hipótesis, resultando estadísticamente no rechazable al 95% que:

$$\hat{\Sigma}_{44}(B) = \nabla(1 + .54B + .44B^2)$$

HOJA RESUMEN 3.1

EST MS: MSD

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{x}_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{x}_{12}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{x}_{13}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{x}_{14}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{12}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{14}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_s \\ a_y \\ a_r \\ a_x \end{vmatrix}$$

$$\bar{x}_{11}(B) = 1 - .48B + .23B^2 ; \text{ per} = 6.0 \text{ años} ; d = .50$$

(.11) (.01)

$$\bar{x}_{12}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{x}_{13}(B) = 1 - .48B + .03B^2$$

(.11) (.01)

$$\bar{x}_{14}(B) = 1 + .08B + .30B^2 ; \text{ per} = 3.8 \text{ años} ; d = .55$$

(.11) (.01)

$$\theta_{11}(B) = 1 - .95B$$

(.20)

$$\theta_{12}(B) = 1$$

$$\theta_{13}(B) = 1 - .91B$$

(.09)

$$\theta_{14}(B) = 1 - .36B$$

(.22)

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MSD	US.	
$\hat{\sigma}_s \times 100 =$	2.4	2.3	$\bar{a}_s = .003$ (.004)
$\hat{\sigma}_y \times 100 =$	2.4	2.5	$\bar{a}_y = -.0001$ (.0004)
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$	1.5	1.3	$\bar{a}_r = .0005$ (.0003)
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.8	1.8	$\bar{a}_x = .003$ (.004)

situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .11 & 1 & & \\ -.34 & .73 & 1 & \\ .90 & .17 & -.14 & 1 \end{vmatrix} \quad Q'(B) = \begin{vmatrix} 4.1 & 3.5 & 6.0 & 6.3 \\ 21.5 & 2.9 & 10.1 & 21.0 \\ 16.5 & 5.0 & 3.8 & 19.9 \\ 3.4 & 2.9 & 4.7 & 4.0 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_s'$
\hat{a}_s	1.967	2.2
\hat{a}_y	1.982	- 2.2
\hat{a}_r	1.982	- 3.0
\hat{a}_x	1.967	2.3

HOJA RESUMEN 3.2

EST MS: MS1

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{x}_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{x}_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{x}_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{x}_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \\ a_{4t} \end{vmatrix}$$

$$\bar{x}_{11}(B) = 1 - .47B + .26B^2 ; \text{ per} = 5.7 \text{ años} ; d = .52$$

(.004) (.004)

$$\bar{x}_{22}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{x}_{33}(B) = 1 - .43B + .05B^2 ; \text{ per} = 22.6 \text{ años} ; d = .22$$

(.12) (.12)

$$\bar{x}_{44}(B) = 1 + .07B + .29B^2 ; \text{ per} = 4.2 \text{ años} ; d = .54$$

(.11) (.01)

$$\theta_{11}(B) = 1$$

$$\theta_{22}(B) = 1$$

$$\theta_{33}(B) = 1$$

$$\theta_{44}(B) = 1 - .59B$$

(.13)

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MS1	MSD	US.	
$\hat{\sigma}_1 \times 100 =$	2.4	2.4	2.3	$\bar{a}_1 = .004$ (.003)
$\hat{\sigma}_2 \times 100 =$	2.4	2.4	2.5	$\bar{a}_2 = -.0001$ (.0004)
$\hat{\sigma}_3 \times 100 =$	1.4	1.5	1.3	$\bar{a}_3 = .0005$ (.0003)
$\hat{\sigma}_4 \times 100 =$	1.8	1.8	1.8	$\bar{a}_4 = .003$ (.004)

situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .13 & 1 & & \\ -.38 & .65 & 1 & \\ .91 & .17 & -.16 & 1 \end{vmatrix} \quad Q^*(8) = \begin{vmatrix} 4.0 & 3.0 & 5.4 & 5.1 \\ 21.0 & 2.9 & 11.7 & 20.1 \\ 15.6 & 5.8 & 3.7 & 19.0 \\ 3.3 & 2.8 & 4.0 & 3.1 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_j^*$
\hat{a}_1	1.967	2.4
\hat{a}_2	1.982	- 2.1
\hat{a}_3	1.982	- 2.9
\hat{a}_4	1.967	2.5

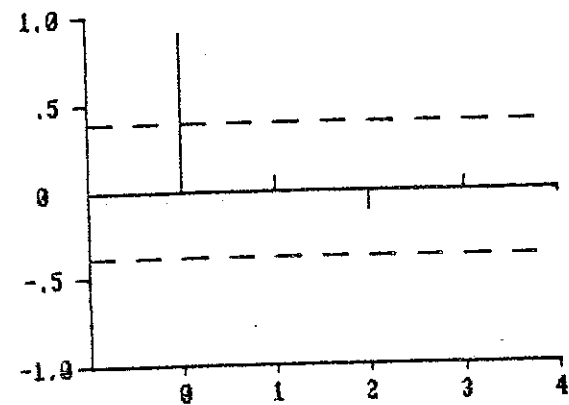


GRAFICO 3.1a
fcc Residuos $\nabla \ln M1$ vs. Residuos $\ln M1/P$

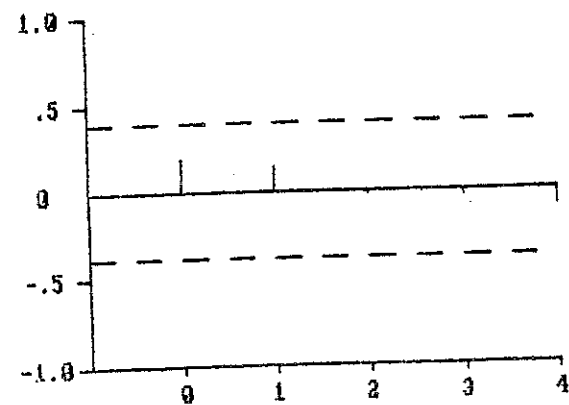


GRAFICO 3.2a
fcc Residuos $\nabla \ln M1$ vs. Residuos $\ln PNEU$

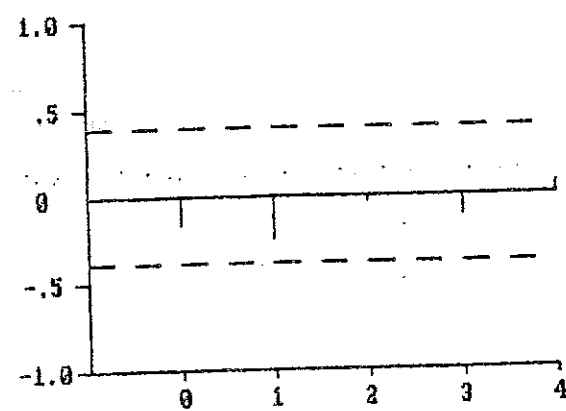


GRAFICO 3.3a
fcc Residuos $\nabla \ln M1$ vs. Residuos $\ln(1+RC)$

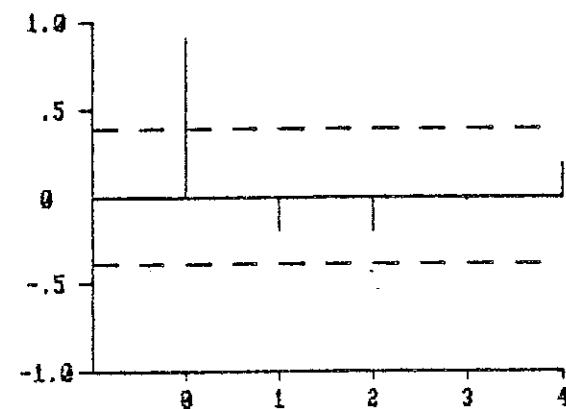


GRAFICO 3.1b
fcc Residuos $\ln M1/P$ vs. Residuos $\nabla \ln M1$

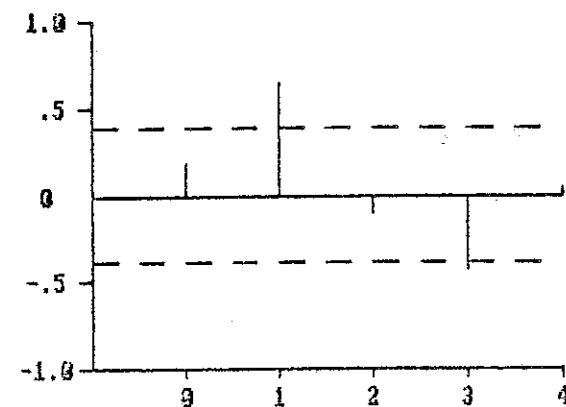


GRAFICO 3.2b
fcc Residuos $\ln PNEU$ vs. Residuos $\nabla \ln M1$

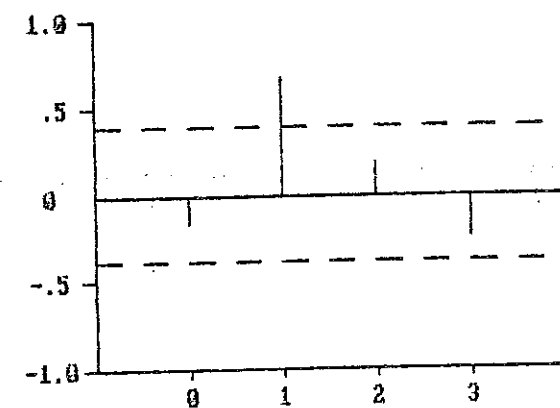


GRAFICO 3.3b
fcc Residuos $\ln(1+RC)$ vs. Residuos $\nabla \ln M1$

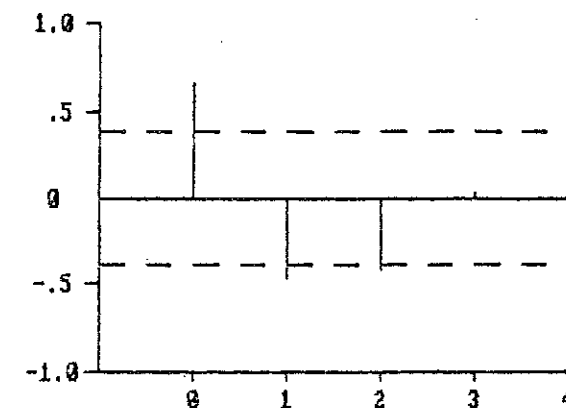


GRAFICO 3.4a
fcc Residuos $\ln PNEU$ vs. Residuos $\ln(1+RC)$

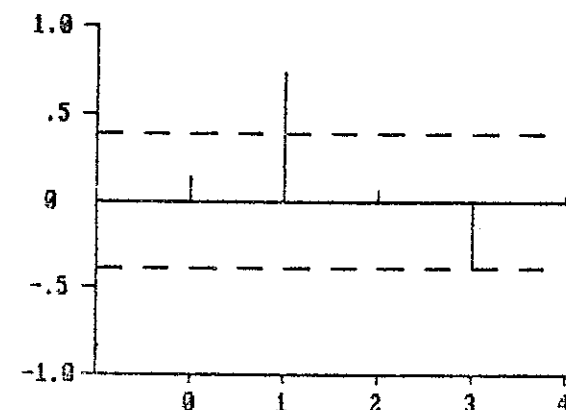


GRAFICO 3.5a
fcc Residuos $\ln PNEU$ vs. Residuos $\ln M1/P$

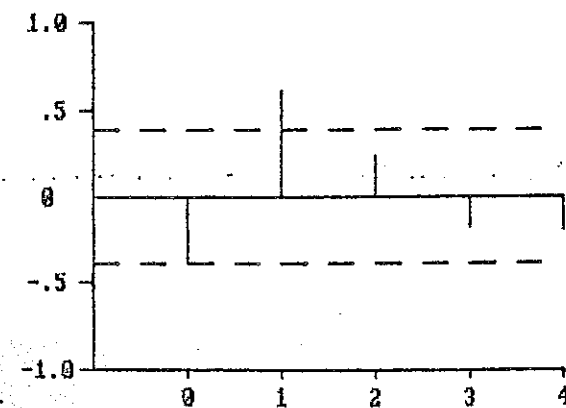


GRAFICO 3.6a
fcc Residuos $\ln(1+RC)$ vs. Residuos $\ln M1/P$

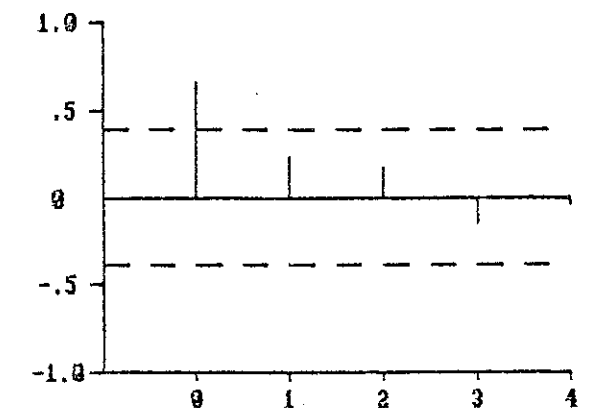


GRAFICO 3.4b
fcc Residuos $\ln(1+RC)$ vs. Residuos $\ln PNEU$

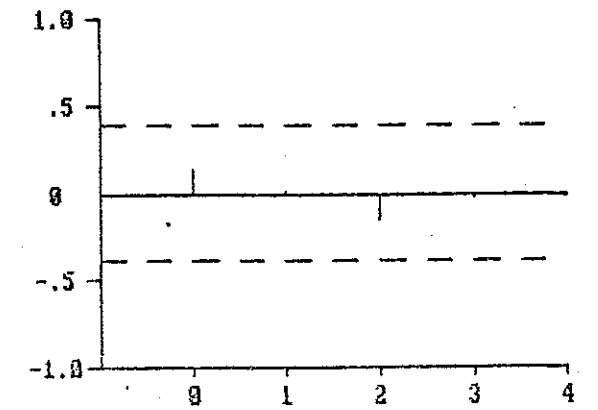


GRAFICO 3.5b
fcc Residuos $\ln M1/P$ vs. Residuos $\ln PNEU$

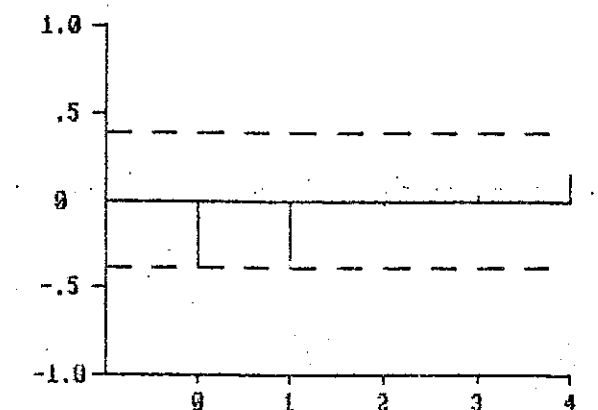


GRAFICO 3.6b
fcc Residuos $\ln M1/P$ vs. Residuos $\ln(1+RC)$

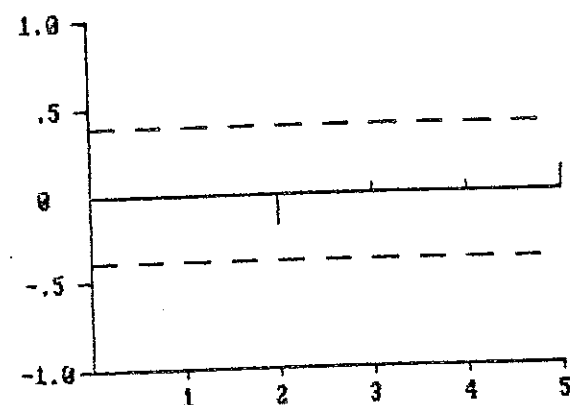


GRAFICO 3.7 - acf lnM1/P

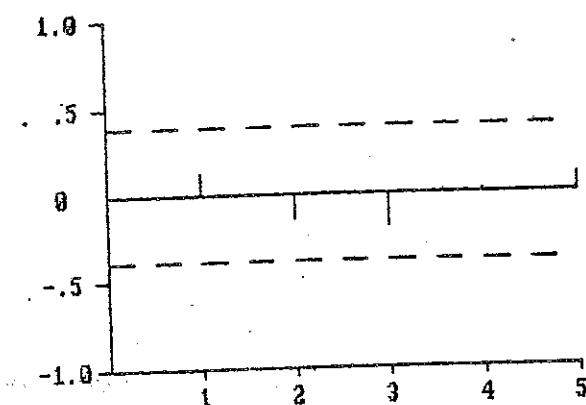


GRAFICO 3.8 - acf lnPNBH

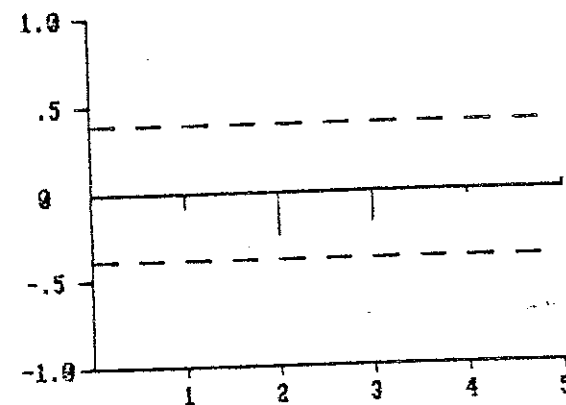


GRAFICO 3.9 - acf ln(1+RC)

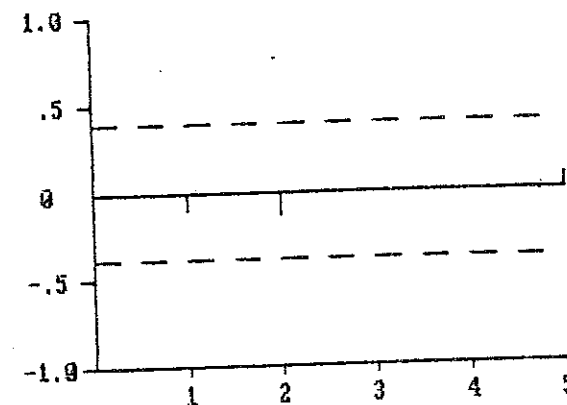


GRAFICO 3.10 - acf ∇lnM1

HOJA RESUMEN 3.3

EST MS: MS2

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{\vartheta}_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{\vartheta}_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{\vartheta}_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{\vartheta}_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla^2 \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{22}(B) & 0 & \theta_{14}(B) \\ 0 & 0 & \theta_{33}(B) & \theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_{st} \\ a_{yt} \\ a_{rt} \\ a_{xt} \end{vmatrix}$$

$$\bar{\vartheta}_{11}(B) = 1 - .38B + .05B^2 ; \text{ per} = 11.3 \text{ años} ; d = .23$$

(.09) (.002)

$$\bar{\vartheta}_{22}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{\vartheta}_{33}(B) = 1 - .47B - .02B^2 ;$$

(.16) (.11)

$$\bar{\vartheta}_{44}(B) = 1 + .35B + .27B^2 ; \text{ per} = 3.3 \text{ años} ; d = .52$$

(.12) (.10)

$$\theta_{11}(B) = 1$$

$$\theta_{22}(B) = 1 ; \theta_{24}(B) = .91B$$

(.22)

$$\theta_{33}(B) = 1 ; \theta_{34}(B) = .51B$$

(.09)

$$\theta_{44}(B) = 1 - .12B$$

(.23)

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MS2	MSD	US.
$\hat{\sigma}_s \times 100 =$	2.4	2.4	2.3
$\hat{\sigma}_y \times 100 =$	1.7	2.4	2.5
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$	1.0	1.5	1.3
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.9	1.8	1.8

$$\begin{aligned} \bar{a}_s &= .001 \\ & (.004) \\ \bar{a}_y &= -.0003 \\ & (.0003) \\ \bar{a}_r &= .00004 \\ & (.02000) \\ \bar{a}_x &= .002 \\ & (.003) \end{aligned}$$

situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .40 & 1 & & \\ -.35 & .37 & 1 & \\ .93 & .37 & -.20 & 1 \end{vmatrix}$$

$$Q^*(8) = \begin{vmatrix} 7.0 & 11.2 & 3.7 & 8.2 \\ 5.7 & 5.9 & 9.5 & 7.0 \\ 5.2 & 7.3 & 3.8 & 7.0 \\ 5.4 & 7.9 & 3.1 & 6.0 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_j^*$
\hat{a}_x	1.967	2.4
	1.974	- 2.0
\hat{a}_y	1.980	- 2.2
	1.982	- 2.4
\hat{a}_z	1.981	2.7
	1.982	- 3.5
\hat{a}_w	1.967	2.0

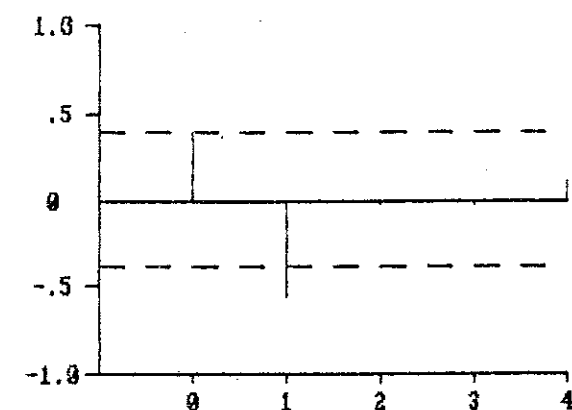


GRAFICO 3.11a
fcc Residuos lnFMSU vs. Residuos ln(1+RC)

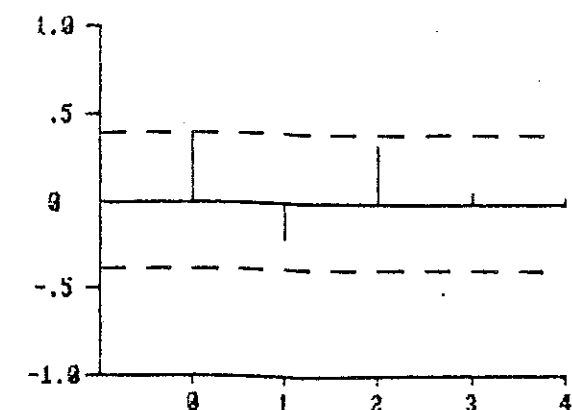


GRAFICO 3.11b
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos lnFMSU

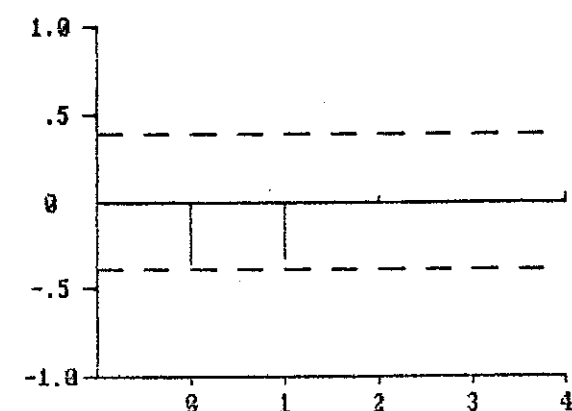


GRAFICO 3.12a
fcc Residuos lnM1/P vs. Residuos ln(1+RC)

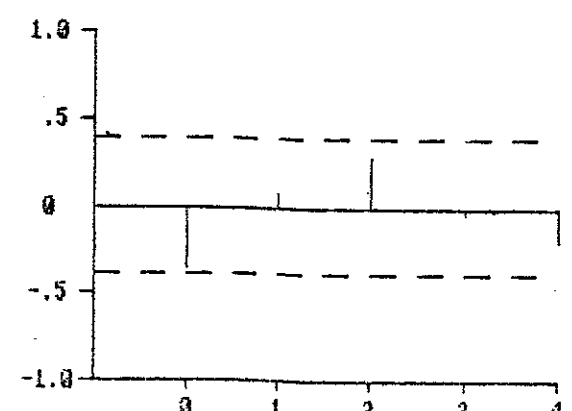


GRAFICO 3.12b
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos lnM1/P

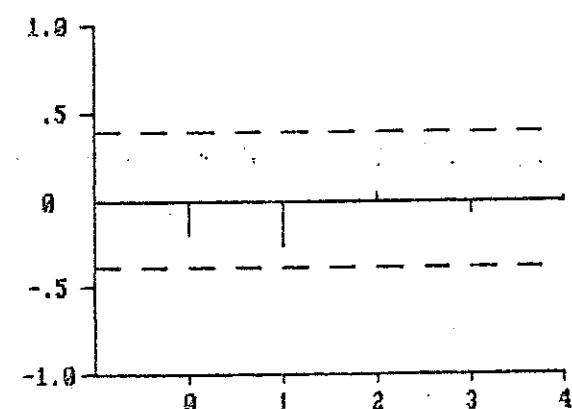


GRAFICO 3.13a
fcc Residuos vlnM1 vs. Residuos ln(1+RC)

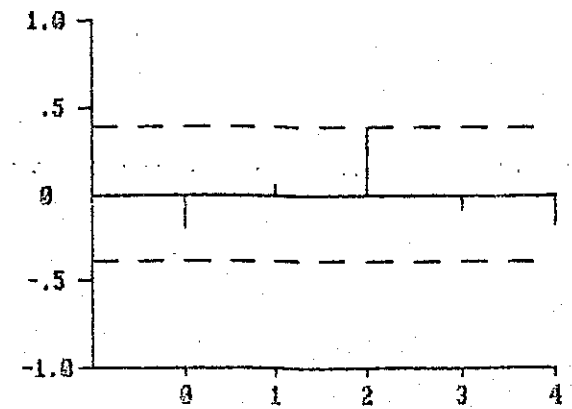
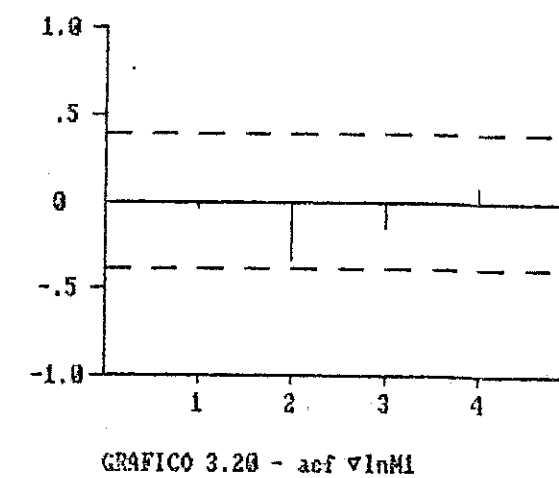
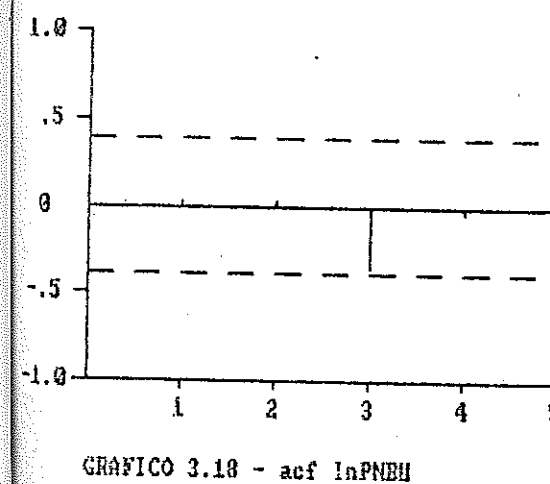
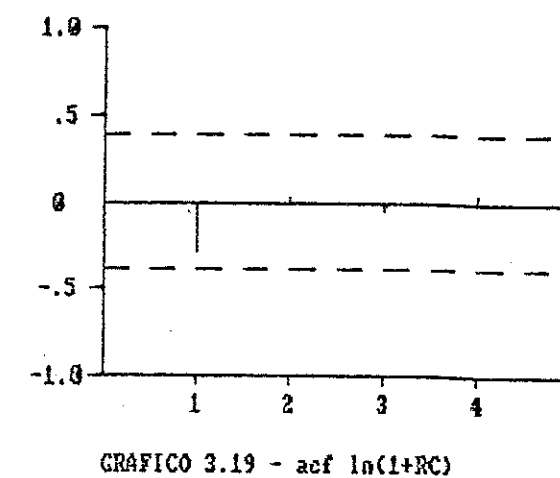
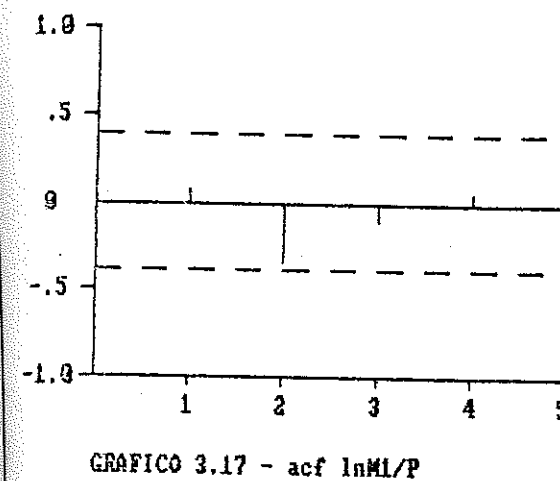
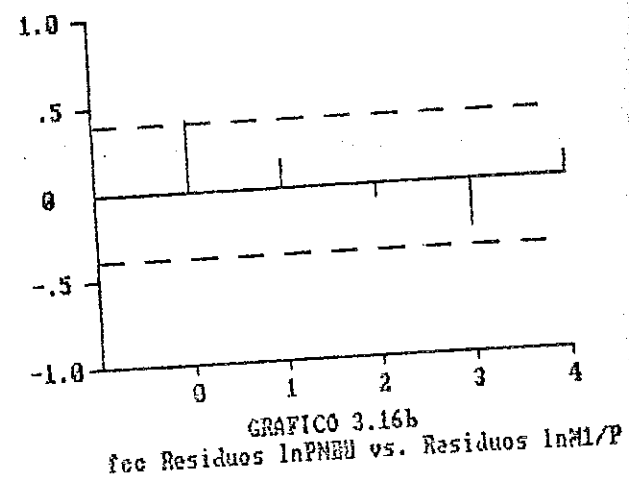
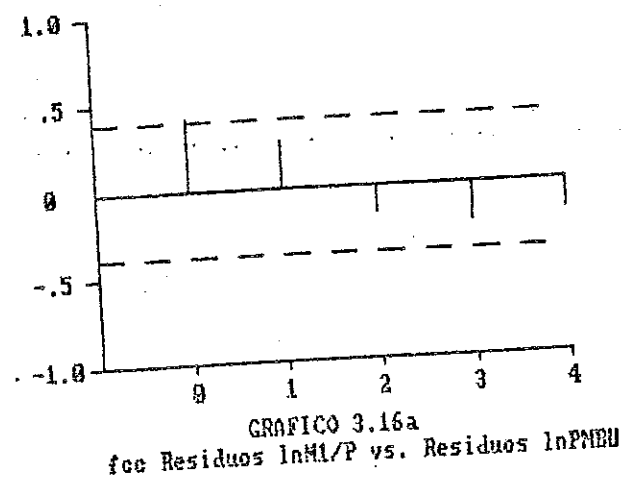
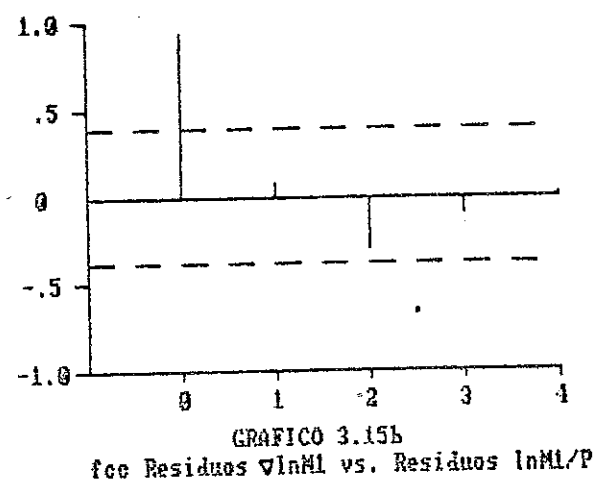
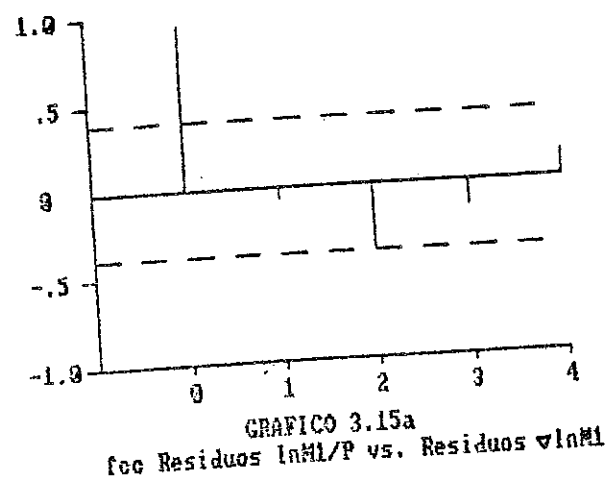
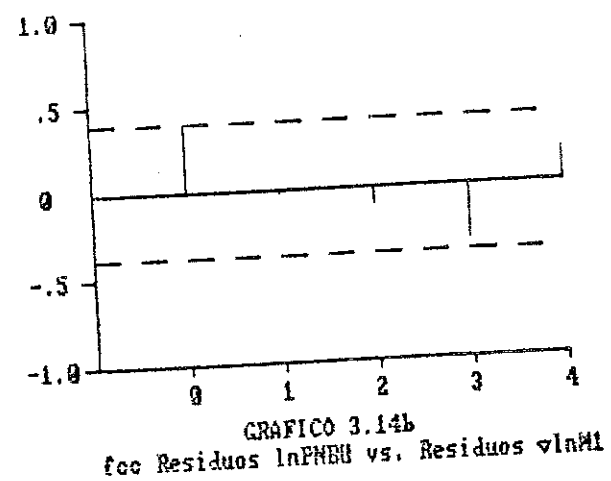
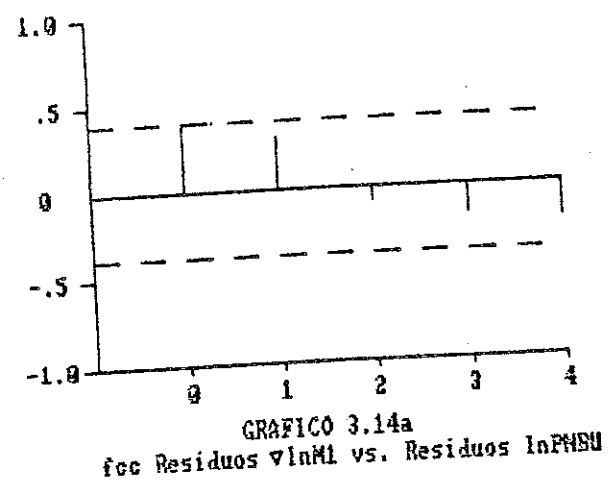


GRAFICO 3.13b
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos vlnM1



HOJA RESUMEN 3.4

EST MS: MS3

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{x}_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{x}_{22}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{x}_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{x}_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_{11}(B) & 0 & \theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & \theta_{22}(B) & \theta_{23}(B) & \theta_{24}(B) \\ 0 & 0 & \theta_{33}(B) & \theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \\ a_{4t} \end{vmatrix}$$

$$\bar{x}_{11}(B) = 1 - .35B + .11B^2 ; \text{ per} = 6.2 \text{ años} ; d = .33$$

(.09) (.17)

$$\bar{x}_{22}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{x}_{33}(B) = 1 - .13B$$

(.002)

$$\bar{x}_{44}(B) = 1 + .08B + .32B^2 ; \text{ per} = 3.8 \text{ años} ; d = .57$$

(.23) (.14)

$$\theta_{11}(B) = 1 ; \theta_{13}(B) = - .38B$$

(.12)

$$\theta_{12}(B) = 1 ; \theta_{23}(B) = - 1.24B ; \theta_{24}(B) = .67B$$

(.08) (.14)

$$\theta_{33}(B) = 1 ; \theta_{34}(B) = .37B$$

(.09)

$$\theta_{44}(B) = 1 - .41B$$

(.13)

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MS3	MSD	US.
$\hat{\sigma}_y \times 100 =$	2.3	2.4	2.3
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$	1.3	2.4	2.5
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$	1.1	1.4	1.3
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.8	1.8	1.8

$$\begin{aligned} \bar{a}_y &= .002 \\ & (.004) \\ \bar{a}_r &= .0004 \\ & (.0040) \\ \bar{a}_r &= .001 \\ & (.002) \\ \bar{a}_x &= .003 \\ & (.004) \end{aligned}$$

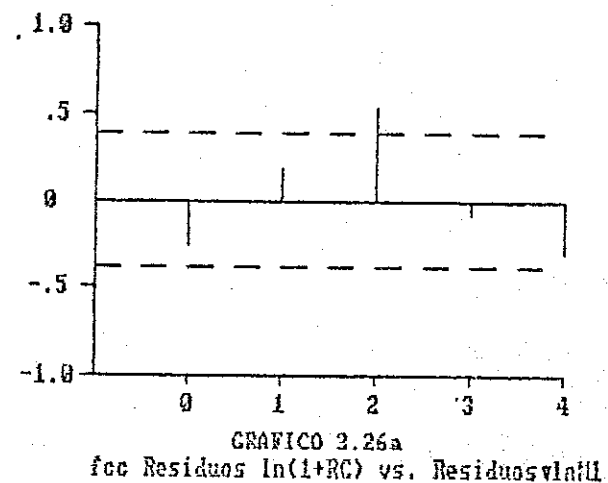
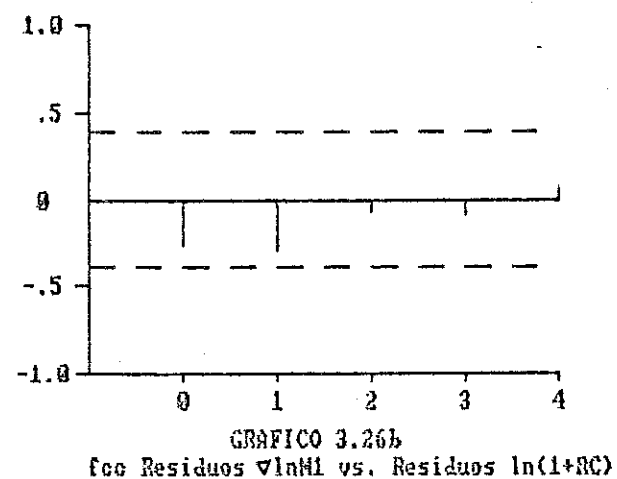
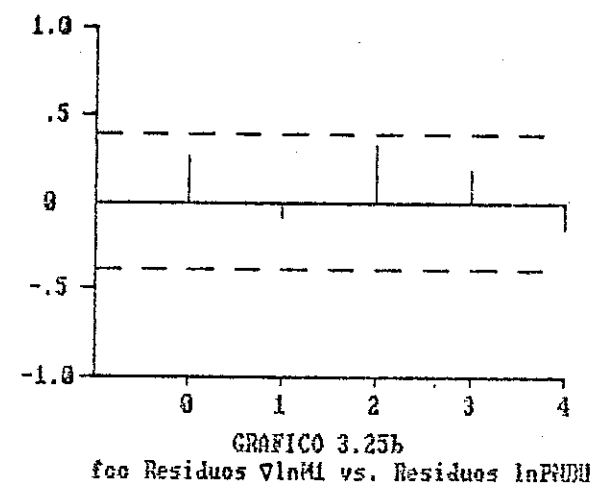
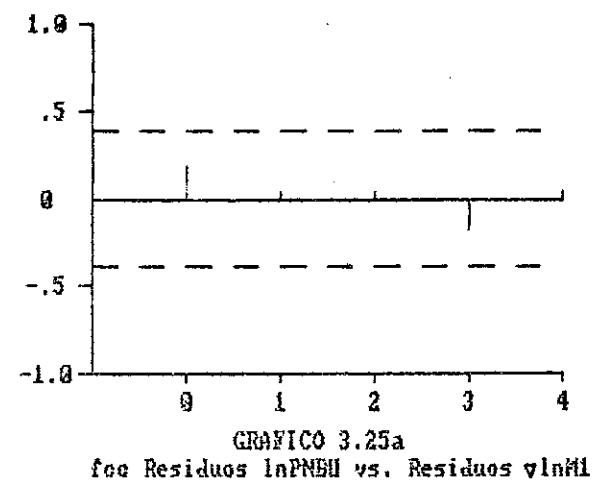
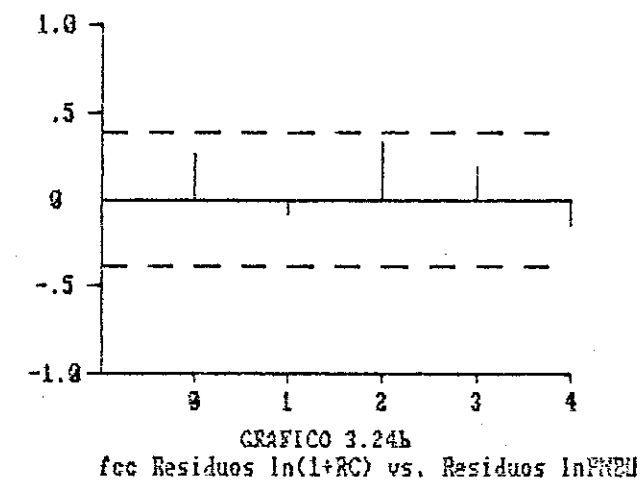
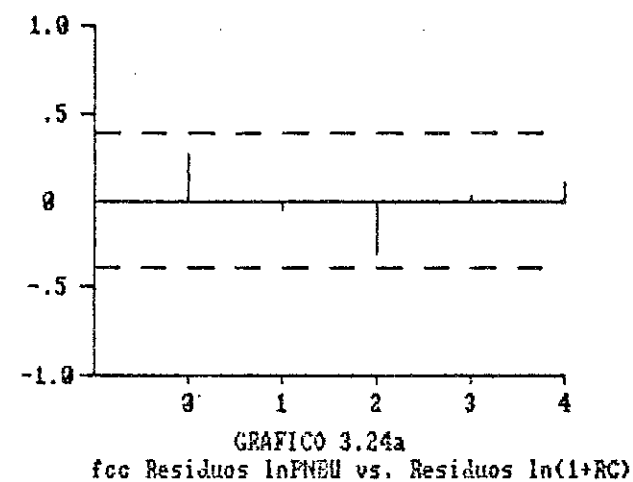
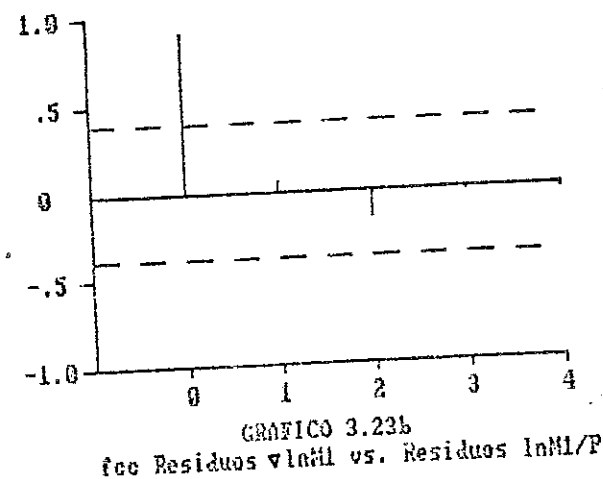
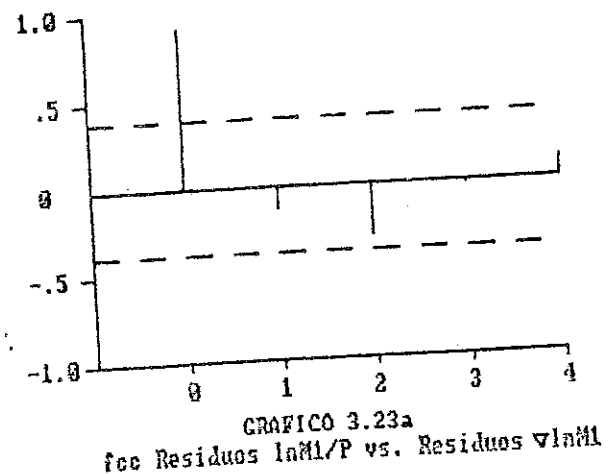
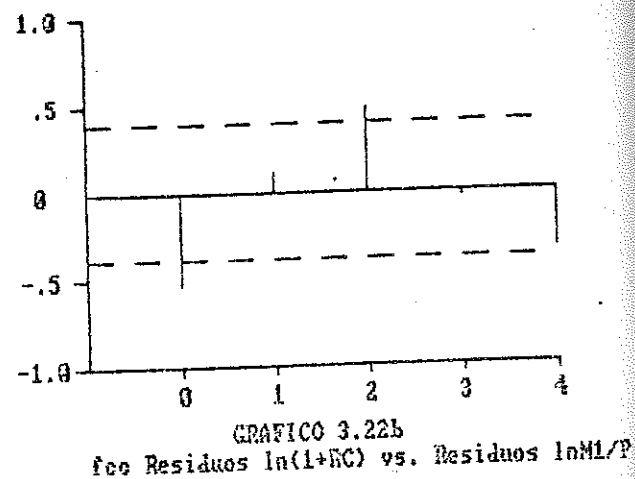
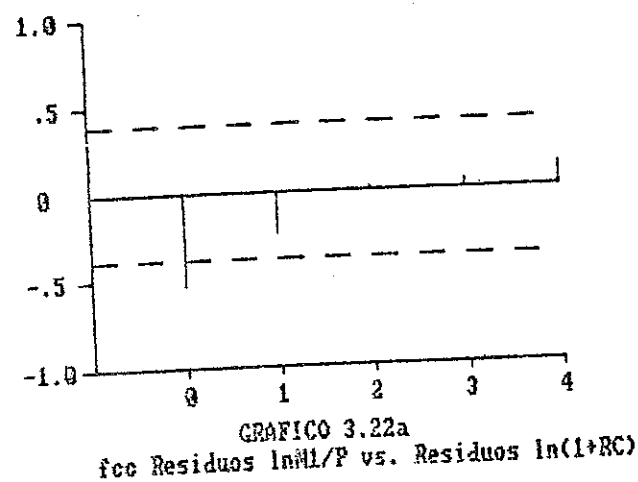
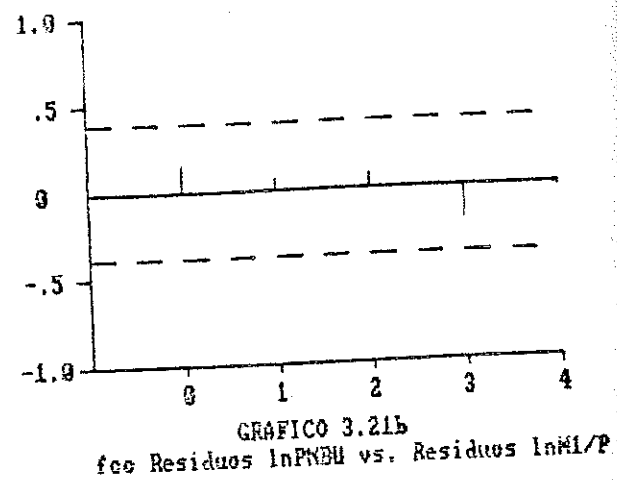
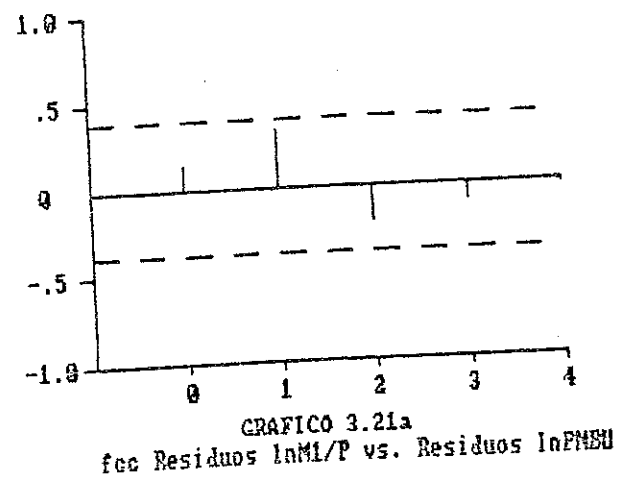
situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .14 & 1 & & \\ -.53 & .26 & 1 & \\ .91 & .19 & -.25 & 1 \end{vmatrix} \quad Q^*(8) = \begin{vmatrix} 5.6 & 10.5 & 3.0 & 6.6 \\ 5.2 & 2.6 & 6.8 & 6.2 \\ 10.7 & 10.5 & 4.2 & 13.2 \\ 3.3 & 6.7 & 4.1 & 3.6 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_j$
\hat{a}_y	1.967	2.2
	1.974	- 2.0
\hat{a}_r	1.981	2.5
	1.982	- 2.7
\hat{a}_x	1.967	2.3



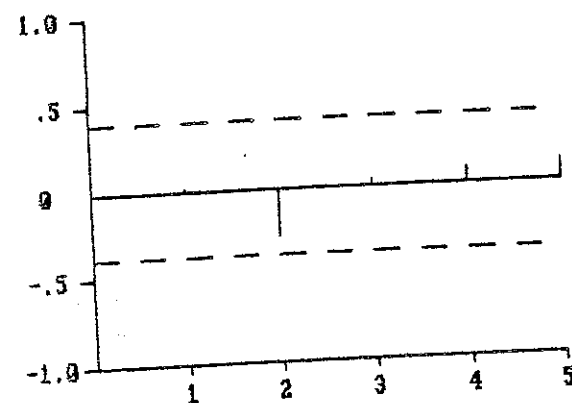


GRAFICO 3.27 - acf lnM1/P

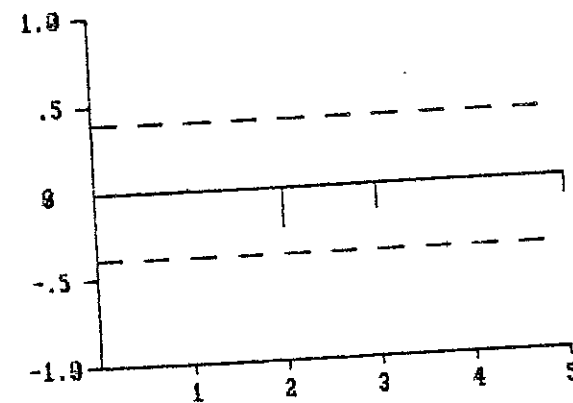


GRAFICO 3.29 - acf ln(1+RC)

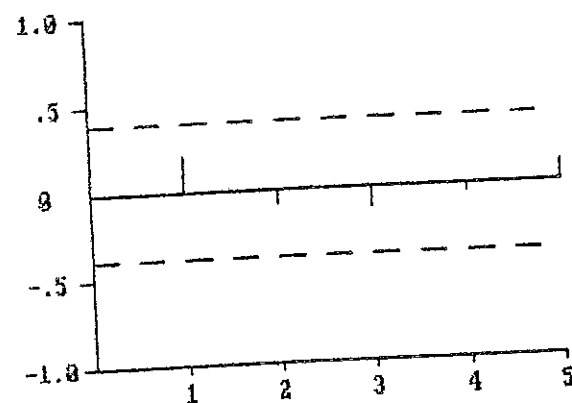


GRAFICO 3.28 - acf lnPNEU

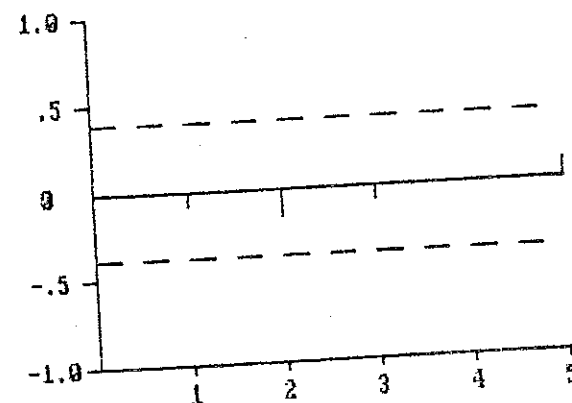


GRAFICO 3.30 - acf ∇lnM1

HOJA RESUMEN 3.5

EST MS: MS4

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{\alpha}_n(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{\alpha}_{11}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{\alpha}_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{\alpha}_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla^2 \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_n(B) & 0 & \theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & \theta_{22}(B) & \theta_{23}(B) & \theta_{24}(B) \\ 0 & 0 & \theta_{33}(B) & \theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_{yt} \\ a_{vt} \\ a_{rt} \\ a_{xt} \end{vmatrix}$$

$$\bar{\alpha}_n(B) = 1 - .30B + .08B^2 ; \text{ per} = 6.2 \text{ años} ; d = .28$$

(.08) (.29)

$$\bar{\alpha}_{11}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{\alpha}_{33}(B) = 1 - .37B$$

(.002)

$$\bar{\alpha}_{44}(B) = 1 + .50B + .40B^2 ; \text{ per} = 3.2 \text{ años} ; d = .63$$

(.45) (.15)

$$\theta_n(B) = 1 ; \theta_{13}(B) = -.42B$$

(.09)

$$\theta_{22}(B) = 1 ; \theta_{23}(B) = -1.90B ; \theta_{24}(B) = .60B$$

(.05) (.08)

$$\theta_{33}(B) = 1 ; \theta_{34}(B) = .48B$$

(.07)

$$\theta_{44}(B) = 1$$

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MS4	MSD	US.	
$\hat{\sigma}_y \times 100 =$	2.3	2.4	2.3	$\bar{a}_y = .002$
$\hat{\sigma}_v \times 100 =$	1.4	2.4	2.5	$\bar{a}_v = .0004$
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$.6	1.1	1.1 (UT.)	$\bar{a}_r = .001$
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.9	1.8	1.8	$\bar{a}_x = .003$
				$\bar{a}_x = .004$

situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .19 & 1 & & \\ -.50 & .12 & 1 & \\ .92 & .25 & -.36 & 1 \end{vmatrix}$$

$$Q^*(8) = \begin{vmatrix} 6.5 & 10.1 & 4.7 & 7.5 \\ 5.7 & 1.5 & 6.2 & 7.4 \\ 7.6 & 8.5 & 3.9 & 7.8 \\ 5.9 & 7.9 & 5.6 & 6.6 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_s^2$
\hat{a}_s	1.967	2.1
\hat{a}_y	1.969	- 2.0
	1.982	- 2.2
\hat{a}_r	1.971	- 2.2
	1.979	2.1
\hat{a}_x	1.967	2.0
	1.972	2.0

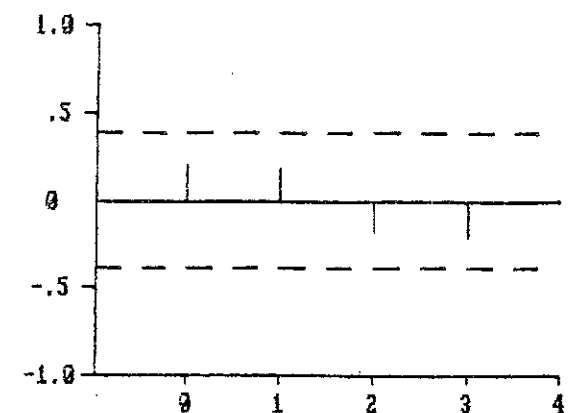


GRAFICO 3.31a
fcc Residuos lnM1/P vs. Residuos lnPNEU

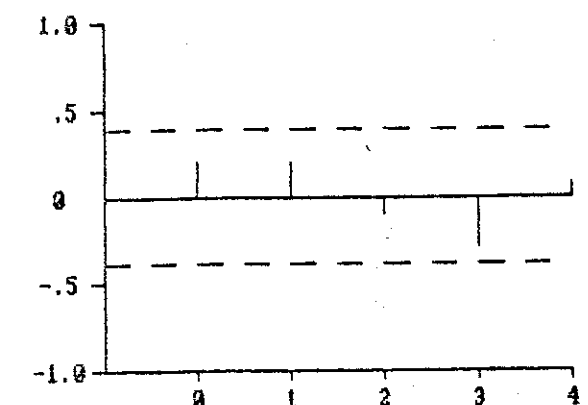


GRAFICO 3.31b
fcc Residuos lnPNEU vs. Residuos lnM1/P

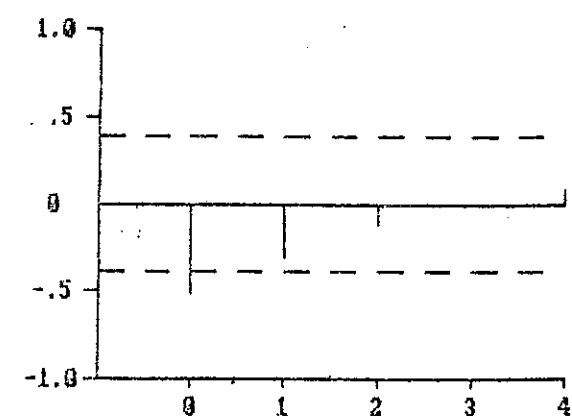


GRAFICO 3.32a
fcc Residuos lnM1/P vs. Residuos ln(1+RC)

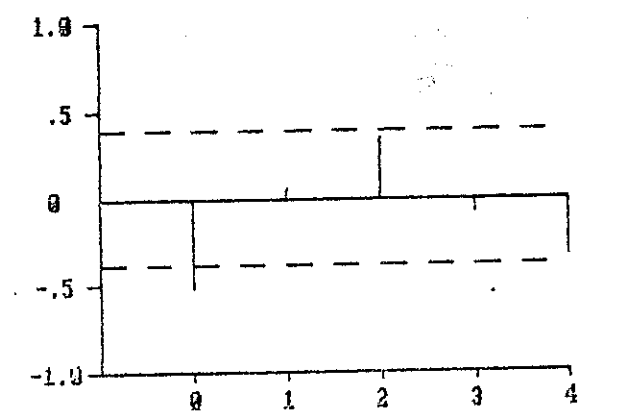


GRAFICO 3.32b
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos lnM1/P

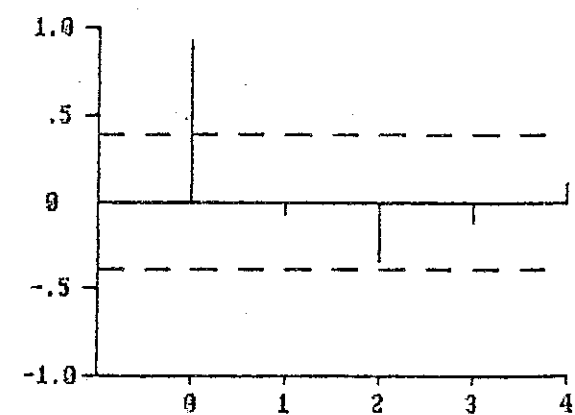


GRAFICO 3.33a
fcc Residuos lnM1/P vs. Residuos lnM1

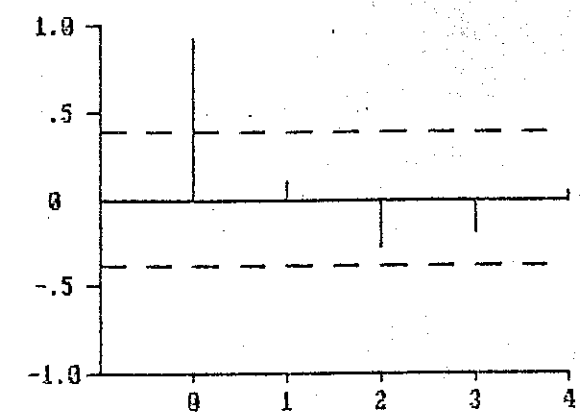


GRAFICO 3.33b
fcc Residuos lnM1 vs. Residuos lnM1/P

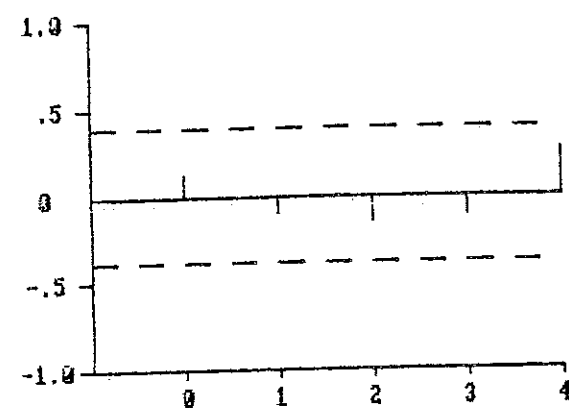


GRAFICO 3.34a
fcc Residuos lnPNEU vs. Residuos ln(1+RC)

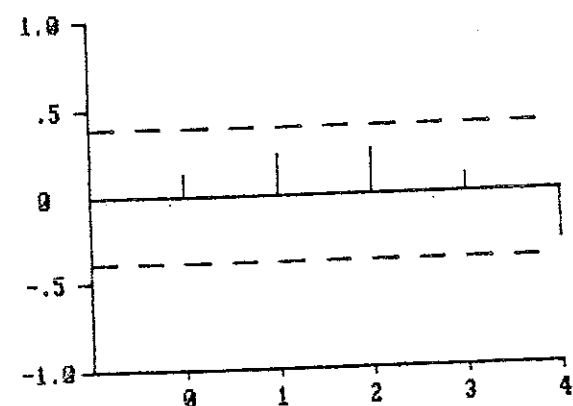


GRAFICO 3.34b
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos lnPNEU

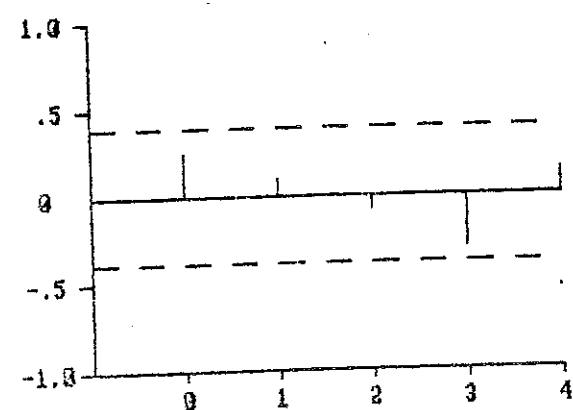


GRAFICO 3.35a
fcc Residuos lnPNEU vs. Residuos $\nabla \ln M1$

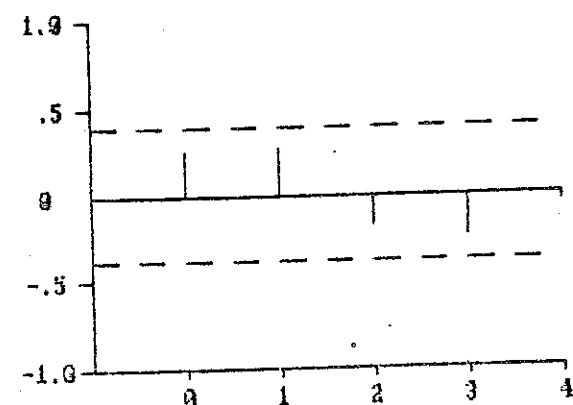


GRAFICO 3.35b
fcc Residuos $\nabla \ln M1$ vs. Residuos lnPNEU

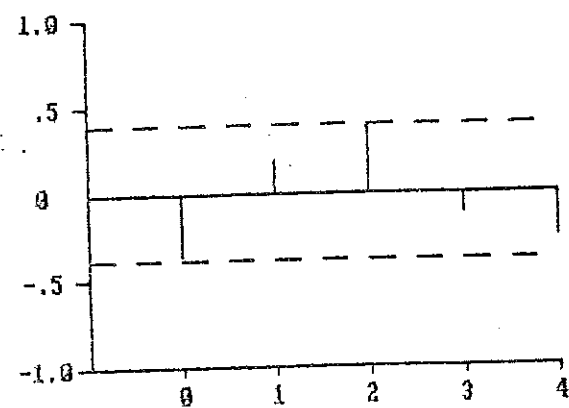


GRAFICO 3.36a
fcc Residuos ln(1+RC) vs. Residuos $\nabla \ln M1$

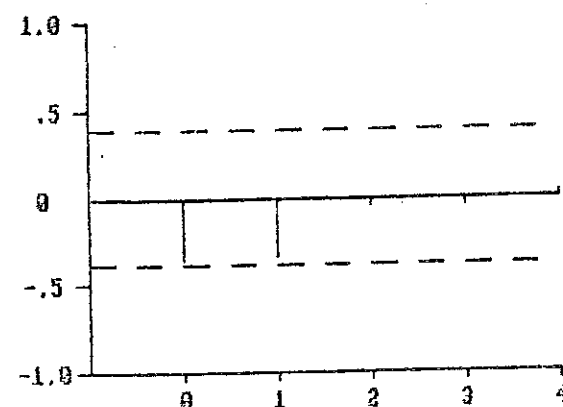


GRAFICO 3.36b
fcc Residuos $\nabla \ln M1$ vs. Residuos ln(1+RC)

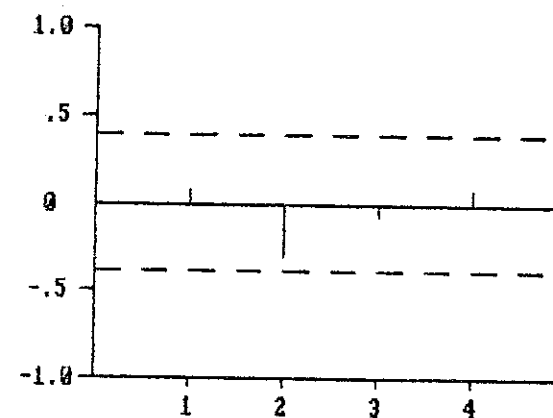


GRAFICO 3.37 - acf lnM1/P

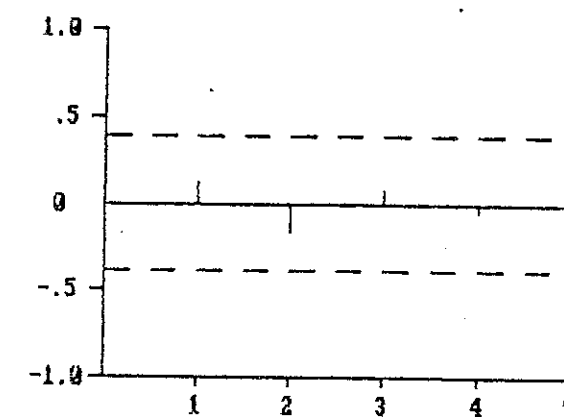


GRAFICO 3.39 - acf ln(1+RC)

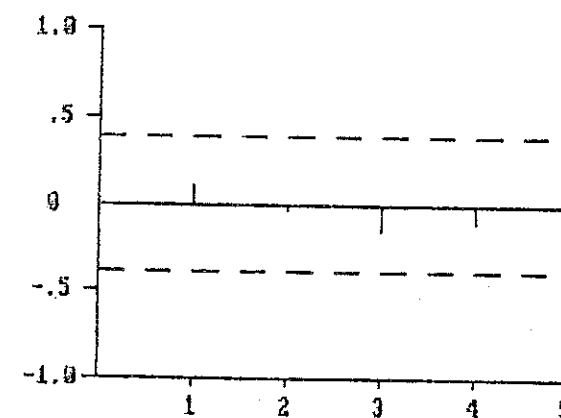


GRAFICO 3.38 - acf lnPNEU

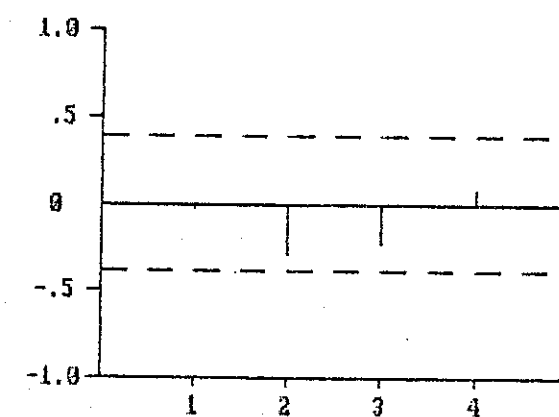


GRAFICO 3.40 - acf $\nabla \ln M1$

HOJA RESUMEN 3.6

EST MS: MS5

N = 31 (1.953 - 1.983)

$$\begin{vmatrix} \bar{x}_{11}(B) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{x}_{12}(B) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{x}_{33}(B) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{x}_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \nabla \ln(M1/P)_t \\ \nabla \ln PNB_t - \mu \\ \nabla \ln(1 + RC)_t \\ \nabla \ln M1_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \theta_{11}(B) & 0 & \theta_{13}(B) & 0 \\ 0 & \theta_{12}(B) & \theta_{23}(B) & \theta_{24}(B) \\ 0 & 0 & \theta_{33}(B) & \theta_{34}(B) \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44}(B) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \\ a_{4t} \end{vmatrix}$$

$$\bar{x}_{11}(B) = 1 - .26B + .04B^2$$

(.08) (.29)

$$\bar{x}_{12}(B) = 1 ; \mu = .03$$

(.01)

$$\bar{x}_{33}(B) = 1 - .28B$$

(.003)

$$\bar{x}_{44}(B) = 1 - .46B - .10B^2 - .44B = \nabla(1 + .54B + .44B^2)$$

(.43) (.16) (.09)

$$\theta_{11}(B) = 1 ; \theta_{13}(B) = - .18B$$

(.09)

$$\theta_{23}(B) = 1 ; \theta_{24}(B) = - 1.93B ; \theta_{34}(B) = .50B$$

(.08) (.08)

$$\theta_{33}(B) = 1 ; \theta_{34}(B) = .46B$$

(.07)

$$\theta_{44}(B) = 1$$

con criterio mínimo cuadrático con retrovisión

	MS5	US.	
$\hat{\sigma}_s \times 100 =$	2.4	2.3	$\bar{a}_s = .002$ (.004)
$\hat{\sigma}_y \times 100 =$	1.5	2.5	$\bar{a}_y = .0008$ (.0020)
$\hat{\sigma}_r \times 100 =$.7	1.1 (UT.)	$\bar{a}_r = .0004$ (.0010)
$\hat{\sigma}_x \times 100 =$	1.9	1.8	$\bar{a}_x = .002$ (.003)

situación de la estimación bien definida

$$P = \begin{vmatrix} 1 & & & \\ .13 & 1 & & \\ -.56 & .18 & 1 & \\ .92 & .22 & -.38 & 1 \end{vmatrix} \quad Q^*(8) = \begin{vmatrix} 7.8 & 10.2 & 6.3 & 9.0 \\ 6.8 & 1.7 & 5.9 & 7.9 \\ 7.5 & 6.0 & 4.8 & 8.2 \\ 7.1 & 7.5 & 6.5 & 7.7 \end{vmatrix}$$

$$\pm 2/\sqrt{n} = \pm .37$$

Residuos anómalos

Serie	Fecha	Valor en unid. $\hat{\sigma}_s^*$
\hat{a}_s	1.967	2.1
\hat{a}_y	1.969 1.982	- 2.0 - 2.2
\hat{a}_r	1.971 1.979	- 2.2 2.1
\hat{a}_x	1.967 1.972	2.0 2.0

4. ESTIMACION DE LOS SECTORES "T" Y "C". RESPUESTAS MONETARIAS

En esta última sección presentamos la estimación, a través de la comparación del modelo empírico final con la representación general del modelo conceptual (normalizado en sentido de Alavi), de los modelos de transferencia reflejando el comportamiento de los sectores "Tenedor de Dinero" (T) y "Creador de Dinero" (C) según Treadway et al. (1986); y comentamos brevemente las respuestas monetarias de las variables reales incluidas en el vector Z, esto es, de Saldos Reales Monetarios, Producto Nacional Bruto y Tipo de Interés de las Letras del Tesoro.

El comportamiento de los sectores "T" y "C" del modelo conceptual queda estimado, a partir del modelo empírico MS4, de la forma siguiente:

Sector T

$$\begin{bmatrix} \ln(M1/P)_t \\ \ln PNB_t \\ \ln(1 + RC)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{(1.11 + .05)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .30B + .08B^2)} \\ (.81)(1 + .50B + .40B^2) \\ \frac{(-.11 + .48B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .37B)} \end{bmatrix} \nabla \ln M1_t + \begin{bmatrix} N_{st} \\ N_{yt} \\ N_{rt} \end{bmatrix}$$

$$g_s^* = 2.83; \quad g_y^* = 1.54; \quad g_r^* = 1.12$$

$$(1.33) \quad (.49) \quad (.41)$$

$$\begin{bmatrix} (1 - .30B + .08B^2) \nabla & 0 & (.42B - .16B^2) \nabla \\ 0 & \nabla & (1.90B - .70B^2) \nabla \\ 0 & 0 & (1 - .37B) \nabla \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N_{st} \\ N_{yt} \\ N_{rt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \end{bmatrix}$$

Sector C

$$\nabla \ln M1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \ln(M1/P)_t \\ \ln PNB_t \\ \ln(1 + RC)_t \end{bmatrix} + N_{st}$$

$$(1 + .50B + .40B^2) \nabla N_{st} = a_{st}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} .08 & & & \\ - .01 & .19 & & \\ - .03 & .03 & .04 & \\ 0 & 0 & 0 & .37 \end{bmatrix} \times 10^{-3} \quad P = \begin{bmatrix} 1 & & & \\ - .06 & 1 & & \\ - .53 & .34 & 1 & \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\pm 2\sigma_n = \pm .37$$

$$\hat{\sigma}_s \times 100 = .9; \quad \hat{\sigma}_y \times 100 = 1.4; \quad \hat{\sigma}_r \times 100 = .6; \quad \hat{\sigma}_x \times 100 = 1.8$$

US:

$$\hat{\sigma}_s \times 100 = 2.3; \quad \hat{\sigma}_y \times 100 = 2.5; \quad \hat{\sigma}_r \times 100 = 1.3; \quad \hat{\sigma}_x \times 100 = 1.8$$

La respuesta de la variable Saldos Reales Monetarios ($S \equiv M/P$) a variaciones en la Expansión Monetaria viene dada por el modelo:

$$\ln(M1/P)_t = \frac{(1.11 + .05)(1 + .30B + .40B^2)}{(1 - .30B + .08B^2)} \nabla \ln M1_t + N_{3t} \quad (1)$$

$$g_3^* = 2.83 \quad (1.33)$$

donde g_3^* es la ganancia de la función de transferencia que resulta ser positiva y claramente significativa. La función de respuesta a un impulso viene representada en el Gráfico 3.41, tiene un retardo medio de 2.6 años y un retardo mediano de 6 meses aproximadamente.

Despejando $\ln P_t$ en la expresión anterior se deduce fácilmente que:

$$\ln P_t = (-.11 + .17B + .28B^2 + .52B + .14B + \dots) \nabla \ln M1_t - N_{3t} \quad (2)$$

Al ser N_{3t} no estacionario (2) recoge la respuesta de $\nabla \ln P_t$ a $\nabla \ln M1_t$ en la que llama la atención el efecto negativo inicial que sobre $\nabla \ln P_t$ tiene un impulso positivo en $\nabla \ln M1_t$; no obstante parece lógico que fuera así, si este aumento permanente en $\ln M1$ provocara como provoca aumentos en el nivel del $\ln PNEU$.

También llama la atención de forma destacada el signo positivo de g_3^* , resultado por otra parte frecuente en los estudios realizados para la economía española por el profesor Treadway; no solo se rechaza la superneutralidad ($g_3^* = 0$) sino que se rechaza en favor de $g_3^* > 0$. Un resultado del tipo $g_3^* < 0$ podría justificarse haciendo uso de las ideas expresadas en la determinación de la Demanda Agregada de Dinero bajo la circunstancia especial de hiperinflación; a largo plazo con $\nabla \ln M1_t \equiv m_t = m$ y $N_{3t} = N_3$ constantes, la tasa de inflación esperada se hace igual a la tasa de inflación realizada ya que se supone que los agentes, a largo plazo, no sufren "ilusión monetaria", y esta tasa de inflación implica costes de oportunidad asociados con la tenencia de saldos monetarios en terminos reales frente a activos reales en forma de existencias de bienes; de tal forma que a una mayor tasa de expansión le corresponderá una menor demanda de Saldos Reales Monetarios dado el mayor coste de oportunidad de poseerlos. Si este tipo de mecanismo funciona al menos en cierta medida para la economía de Estados Unidos, es del todo evidente puesto que nuestro resultado es $g_3^* > 0$, que existe otro mecanismo mas fuerte que lo domina empíricamente.

Ni en el caso estadounidense ni en el español existe nada que pueda aproximarse a una situación de hiperinflación, lo que justifica la no presencia de $g_3^* < 0$ aunque no justifica $g_3^* > 0$. Es claro que para la obtención de este resultado (moviendonos siempre en el marco teorico de la DAD) es necesario que la expansión monetaria tenga efectos negativos sobre el tipo de

interés o efectos positivos sobre el output. Así nos encontramos con la función de transferencia siguiente que muestra como efectivamente existen efectos positivos a corto y largo plazo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB$:

$$\ln PNB_t = (.81)(1 + .508 + .408^2) \nabla \ln M1_t + N_{yt} \quad (3)$$

$$g_y^* = 1.54$$

(.49)

el Gráfico 3.42 muestra su función de respuesta a impulso, la cual tiene un tiempo muerto de un año, un retardo medio de 2.6 años y un retardo mediano de un año aproximadamente.

El problema de justificar $g_y^* > 0$ se desplaza pues al problema de explicar la presencia de $g_y^* > 0$. Este resultado no presenta ningún enigma y es fácil de entender mediante la Teoría Keynesiana más elemental y convencional; únicamente es necesario recordar que g_y^* hace referencia al efecto a largo plazo de $\nabla \ln M1_t$ sobre $\ln PNB_t$, y manejar correctamente la distinción entre el largo plazo y el corto plazo. Este resultado decimos, es típicamente keynesiano, pues sin negar que un incremento en el nivel de $\ln M1$ no cambiará el nivel de $\ln PNB$ a largo plazo, es decir, $g_y = \nabla_y(1) = 0$ (lo que hemos llamado neutralidad), afirma que a corto plazo el nivel de $\ln PNB$ será mayor debido al incremento sufrido por el nivel de $\ln M1$.

Para el pensamiento keynesiano lo que resulta fundamental es la función de respuesta al escalón:

$$\sum_{j=1}^k v_{yj} \text{ como función de } k$$

y esta debe ser positiva hasta algún retardo k donde podríamos decir estaría el límite del corto plazo keynesiano. En los dos casos estudiados hasta ahora k es aproximadamente igual a 4 años, esto es, 4 años aproximadamente tarda en agotarse el 99% del efecto de un aumento transitorio en $\nabla \ln M1$ sobre el $\ln(M1/P)$ (o sobre el $\ln PNB$). Como se expone claramente en Treadway et al. (1986), quizás parezca redundante insistir en el efecto positivo a largo plazo de $\nabla \ln M1$ sobre $\ln PNB$ como implicación de la presencia de efectos a corto plazo, pero no es ocioso dada la confusión que se encuentra en la literatura, donde defensores de teorías que postulan tasas naturales de producto, empleo o tipo de interés no niegan la existencia de estos efectos positivos a corto. En ausencia de efectos negativos más retardados que compensen los efectos positivos iniciales, para la existencia de tales tasas naturales es necesario que la expansión monetaria tampoco tenga efectos a corto plazo sobre las variables reales mencionadas.

Consiguientemente tanto en el caso de $\ln(M1/P)$ como en el de $\ln PNB$ se rechazan las hipótesis de superneutralidad $g'_s=0$ y $g'_r=0$ respectivamente y las de ausencia de efectos monetarios.

Por último la respuesta del tipo de interés a $\nabla \ln M1$ queda estimada en :

$$\ln(1 + RC)_t = \frac{(-.11 + .48B)(1 + .50B + .40B^2)}{(1 - .37B)} \nabla \ln M1_t + N_{rt} \quad (4)$$

$$g'_r = 1.12 \quad (.41)$$

Vemos que la respuesta contemporánea es negativa pero que la respuesta a largo plazo es positiva, significativamente distinta de cero y estadísticamente no diferente de 1.0; tiene un retardo medio de 2.8 años y un retardo mediano de aproximadamente 1.5 años, agotándose el efecto de $\nabla \ln M1$, como en los casos anteriores, al cabo de 4 años (límite del corto plazo keynesiano)(ver Gráfico 3.43).

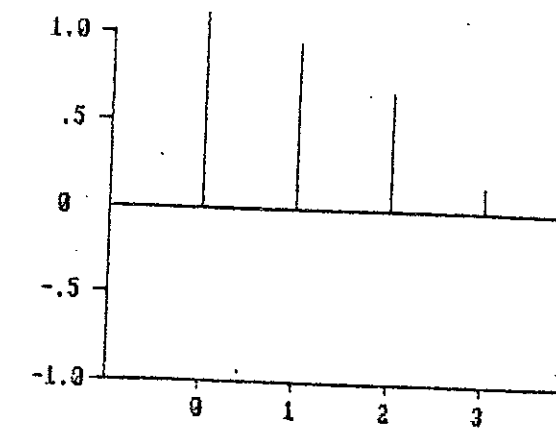


GRÁFICO 3.41 - $f_{ri} \ln M1/P$ vs. $\nabla \ln M1$

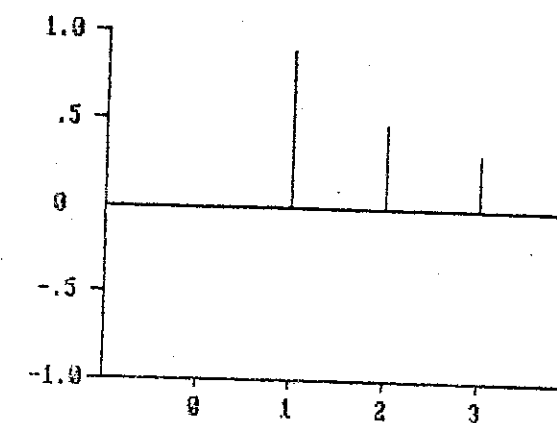


GRÁFICO 3.42 - $f_{ri} \ln PNB$ vs. $\nabla \ln M1$

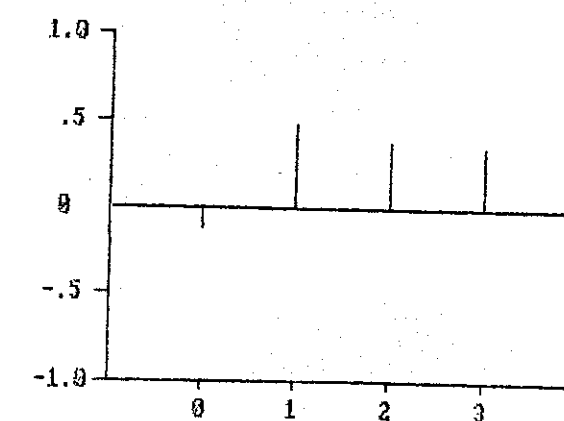


GRÁFICO 3.43 - $f_{ri} \ln(1+RC)$ vs. $\nabla \ln M1$



5307917577

BIBLIOGRAFIA

- Alavi, A.S. y G.M. Jenkins. 1981. Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series. Journal of Time Series Analysis. 2: 1-47.
- Tiao, G.C. y G.E.P. Box. 1981. Modelling multiple time series with applications. Journal of the American Statistical Association. 75: 802-816.
- Treadway, A.B., Carbajo Isla, R. y García Pardo J. 1986. "Efectos de la expansión monetaria sobre la economía real española". Informe a la Fundación Ramón Areces.